

ENSAYOS *Revista de Economía*

Volumen XXVII, número 2

noviembre de 2008

Artículos

Do Smart Cities Grow Faster?

Adrián G. De la Garza Treviño

Varianza condicional de medias móviles no-lineales

Daniel Ventosa Santaulària, Alfonso Mendoza Velázquez, Manuel Gómez Zaldívar

Crisis sociales y singularidades Los fundamentos microeconómicos de las crisis sociales

Elvio Accinelli Gamba, Leobardo Plata Pérez

Descentralización: ¿panacea o caja de Pandora? Perversidad fiscal en México

Roberto Guerrero Compeán

Productividad y tamaño óptimo de gobierno: El caso de los gobiernos estatales en México

Jesús David Montes de Oca Chaparro



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



Universidad Autónoma de Nuevo León

Rector

Dr. med. Santos Guzmán López

Secretario General

Dr. Juan Paura García

Secretario Académico

Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo

Secretario de Extensión y Cultura
Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado

Director de Editorial Universitaria

Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas

Directora de la Facultad de Economía

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Director del Centro de Investigaciones Económicas

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño

Editores Asociados

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Dr. Daniel Flores Curiel

Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)

Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)

Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)

Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)

Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)

Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)

Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)

Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)

José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)

Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)

Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)

Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)

Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)

Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)

Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)

Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)

Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)

Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)

Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)

Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)

Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech

Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 27, No. 2, julio-diciembre 2008. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de noviembre de 2008. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

Las opiniones y contenidos expresados en los artículos son responsabilidad exclusiva de los autores.

Impreso en México

Todos los derechos reservados

© Copyright 2008

ensayos.uanl.mx

Índice

<i>Do Smart Cities Grow Faster?</i>	1
Adrián G. De la Garza Treviño	
<i>Varianza condicional de medias móviles no-lineales</i>	29
Daniel Ventosa Santaulària, Alfonso Mendoza Velázquez, Manuel Gómez Zaldívar	
<i>Crisis sociales y singularidades Los fundamentos microeconómicos de las crisis sociales</i>	49
Elvio Accinelli Gamba, Leobardo Plata Pérez	
<i>Descentralización: ¿panacea o caja de Pandora? Perversidad fiscal en México</i>	89
Roberto Guerrero Compeán	
<i>An applied general equilibrium analysis of fiscal reforms to fight poverty in Mexico</i>	111
Jesús David Montes de Oca Chaparro	

Do Smart Cities Grow Faster?

Adrián G. de la Garza Treviño *

Fecha de Recepción: 7 III 2008

Fecha de aceptación: 3 X 2008

Abstract

Previous studies have found a strong positive correlation between human capital, measured as the share of the adult population with a college degree, and population growth in metropolitan statistical areas (MSA) in the U.S. In this paper, I corroborate that the human capital-growth connection is indeed statistically significant, although much weaker than previously thought. The evidence suggests that the main reason behind this bias lies on endogeneity issues that have not been thoroughly addressed in the literature. In particular, omitting lagged MSA growth in regressions of current MSA growth on human capital overestimates the impact of skills by 100 per cent. Given that past growth has been shown to be one of the main drivers of current MSA growth (Glaeser 1994a), omitting the former variable in growth-education regressions would bias our human capital estimates upwards. Upon further examination, however, I show that MSA-specific fixed effects explain away the alleged impact of past on current growth. This suggests that the individual characteristics of the city that made it grow in the first place, and not lagged MSA growth *per se*, are what drives future MSA growth. Yet, even after accounting for these MSA-specific fixed effects, the impact of human capital on MSA growth does not disappear: my estimates suggest that a decadal increase of 10 per cent in the share of the adult population with a college degree translates into a rise of between 3 and up to 5 per cent in the MSA population growth rate during the same period. Finally, instrumental variable regressions strongly support the direction from skills to growth, abating potential reverse causality concerns.

Keywords: *human capital, urban growth, skills, education, population changes.*

Título en español: Ciudades Inteligentes: El Capital Humano como Causa del Crecimiento Urbano.

*Yale University, Department of Economics.

Correo electrónico: adrian.delagarza@yale.edu.

I thank Achyuta Adhvaryu, Prashant Bharadwaj, Michael Boozer, Juan Eberhard, Matthew Johnson, Fabian Lange, seminar participants at Yale University, and two anonymous referees for their useful feedback. I am grateful to Ed Glaeser and Albert Saiz for sharing their helpful insights and their data on weather and colleges in 1940, and to Jesse Shapiro for making available the data on land-grant institutions.

Resumen

Estudios previos han encontrado una fuerte correlación positiva entre capital humano, medido como la proporción de la población adulta con un título universitario, y crecimiento poblacional en las zonas metropolitanas en Estados Unidos (MSA por sus siglas en inglés). En este artículo, corroboro que existe una asociación estadísticamente significativa entre el crecimiento y el capital humano, aunque posiblemente más débil que lo que se pensaba. La evidencia concluye que la principal razón detrás de este sesgo radica en problemas de endogeneidad que la literatura no ha tratado a fondo. En particular, la omisión del crecimiento urbano rezagado en regresiones de crecimiento urbano actual sobre capital humano sobreestima el coeficiente del capital humano en un 100 por ciento. Dado que se ha demostrado que la variable de crecimiento urbano rezagado es un determinante crucial de la tasa de crecimiento urbano actual (Glaeser 1994a), su omisión en este tipo de análisis econométricos produce un sesgo positivo en los estimadores de capital humano. Sin embargo, un análisis más a fondo demuestra que el impacto de crecimiento pasado sobre crecimiento futuro desaparece una vez que tomamos en cuenta efectos fijos específicos a las zonas metropolitanas o MSA. Ello sugiere que lo que causa el crecimiento urbano en el presente no es en sí el rezago en la tasa de crecimiento, sino las características individuales de la ciudad que la llevaron a expandirse en un principio. No obstante, aun tomando en cuenta los efectos fijos de MSA, el impacto del capital humano sobre el crecimiento poblacional urbano no desaparece: mis estimaciones sugieren que un incremento del 10 por ciento en diez años en la proporción de adultos con un diploma universitario se traduce en un aumento de entre un 3 y hasta un 5 por ciento en la tasa de crecimiento poblacional del MSA durante el mismo periodo. Finalmente, la implementación de un procedimiento de estimación por variables instrumentales corrobora la dirección de causalidad de capital humano a crecimiento, y no al contrario.

Palabras Clave: *capital humano, crecimiento urbano, educación, cambios en población, crecimiento poblacional.*

Clasificación JEL: *R11, J24.*

Introduction

The positive relation between city growth and human capital accumulated in metropolitan areas is not new to the urban economics literature. Only in the past decade, numerous studies have corroborated the link between these two variables (Glaeser 1994b; Glaeser, Scheinkman, and Shleifer 1995; Nardinelli and Simon 1996; Simon 1998; Simon and Nardinelli 2002). These analyses differ not only in their methodology but, perhaps more importantly, in the definition of their two underlying concepts. For instance, while Glaeser, Scheinkman, and Shleifer (1995) focus on the influence of initial schooling on subsequent metropolitan income growth, Simon (1998) analyzes the effect of educational attainment on the rate of growth of city employment.

Yet, whether an increase in the proportion of city inhabitants with a high school or a bachelor's degree positively impacts the economy through income or employment, it is always accompanied by an increase in population (Glaeser and Saiz 2004). Metropolitan areas, for which less than 10 per cent of their adult population held college degrees in 1980, saw an increase in their population of only 8 per cent between 1980 and 2000. In contrast, cities whose college-educated adult population exceeded 25 per cent attracted 35 per cent of new residents within the same period. Several authors document this positive correlation between human capital and population growth, as well as the latter's comovement with other city growth variables such as income or labor demand (Glaeser, Scheinkman, and Shleifer 1995; Nardinelli and Simon 1996; Shapiro 2006; Simon and Nardinelli 2002). Nonetheless, little work has been done to understand the causes that lie beneath this link and the direction of causality.

Thus, this paper seeks to contribute to the literature in two ways. First, I corroborate that the positive correlation between skills and growth is not spurious. In particular, I explore the role of trends in population growth rates and that of the age structure in the MSA. Previous studies have confirmed the importance of these elements in the determination of urban growth, so their omission in regressions investigating the effect of human capital on MSA growth may significantly bias the human capital estimates. The results show that, even after accounting for these factors, the positive association between human capital and population growth remains strong. However, the analysis also suggests that it is not past growth *per se* what drives current growth at the MSA level, but the characteristics inherent to the metropolitan area which made it grow in the first place. Moreover, the age distribution does not seem to have a significant impact on MSA population growth.

Having confirmed the strong link between urban growth and human capital, I set out to verify whether the ascribed impact of skills on growth is

real or, alternatively, whether reverse causality is an issue. At an intuitive level, it is possible that the human capital estimates reflect feedback effects from growth to skills. For instance, if faster MSA population growth rates bring about more competition in labor markets, this may create incentives for city inhabitants to educate themselves and become more competitive job candidates. Similarly, urban expansion implies a greater need for infrastructure, from roads and bridges to skyscrapers and shopping areas, which would attract more engineers, lawyers, accountants, and architects, thus raising the share of skilled labor in the area. Hence, to address this potential concern, I implement an instrumental variables approach. Reassuringly, the IV estimates confirm that the direction of causality is from skills to growth, as initially stated.

The discussion is organized as follows. In Section 1, I present some of the reasons why understanding the link between human capital and growth is important and discuss some of the previous work that has been done in this area. Section 2 develops a simple theoretical model that serves as the backbone of the empirical analyses that follow. Next, Section 3 introduces the data. In Section 4, I estimate the effect of human capital on population growth at the MSA level. This section introduces the empirical methodology, reviews the skills-growth estimates reported in the previous literature, and explores the impact of trends in growth rates, the age structure, and MSA-specific fixed effects on the human capital coefficients. Finally, Section 5 considers the issue of reverse causality and the last Section concludes.

1. Motivation

What makes a city an attractive place to live? How can local governments entice investors to establish businesses downtown and attract more workers, increase tax collection, and improve their own ability to offer residents a better standard of living? How can dying cities get out of their downward spiral and revitalize their economies? From Detroit and Saint Louis to Manchester and Copenhagen, many cities have experienced long periods of decline, with population levels being halved sometimes in a matter of years. Understanding the factors that lie behind cities' booms and busts should help us find a satisfactory answer to these and other related questions.

According to Lucas (1988), the ability to absorb existing knowledge and create new knowledge is one of the main factors that spur economic growth. In his own words, "What can people be paying Manhattan or downtown Chicago rents for, if not for being near other people?" Glaeser (2003) seems to adhere to this thought with his Reinvention City theory. Following Schultz (1976), he suggests that cities that are able to adapt to new technological inventions, that are flexible in their production systems and are able to

reinvent themselves, are the ones that survive and prosper over time. In his view, human capital predicts city growth because it facilitates the adaptation process. Glaeser's perspective is, in this sense, a law of the fittest, a Darwinian-like natural-selection story where the skilled survive and the less skilled become the weakest link. Thus, human capital enables workers and firms to move on and progress by reacting promptly to severe economic shocks whose effects may linger in other cities where unskilled citizens are unable to find alternative production methods.

In order to introduce some of the issues that may tarnish the ascribed effect of human capital on MSA growth, I begin by depicting the relationship between initial levels of human capital in 1970 and subsequent MSA population growth between 1970 and 2000. One issue to consider is whether MSA size may play a role in this relationship, for instance, if large, "smart" cities such as Boston or San Francisco have grown at faster rates over time, thus driving the results. I tackle this concern by using analytic weights according to the relative population levels of MSAs when estimating the line of best fit. The scatter plot in Figure 1 shows a positive association between the share of the adult population with a bachelor's degree living in the MSA in 1970 and urban growth in the following thirty years. The population weights are represented in the graph by the size of the circles, where larger circles represent more populated metropolitan areas. Although this visual check is of course no proof of a statistically significant connection between the two variables, it does seem as though the distribution of MSAs in the skills-growth plane does not depend on city size. A simple population-weighted least-squares regression of MSA growth between 1970 and 2000 on the share of bachelors in 1970 suggests that a city with an additional 4.2 per cent of bachelors in 1970 (equivalent to one standard deviation), will see its population grow by 7.6 per cent in the next three decades. This preliminary test suggests that city size is not a crucial factor in determining the relationship between human capital and MSA growth.

Figure 1. Initial Levels of Human Capital (1970) vs. Subsequent MSA Population Growth (1970-2000)

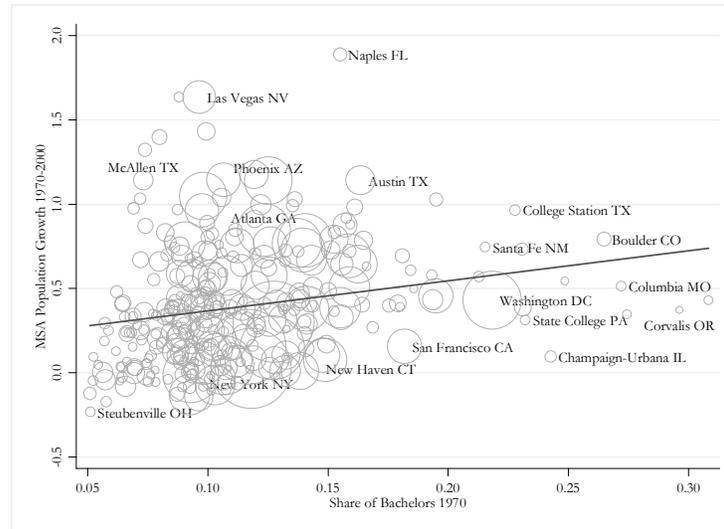


Figure 1 also suggests that college towns may potentially play a role in the correlation between initial human capital and subsequent growth. In particular, note that the majority of the “smartest” cities shown at the rightmost extreme of the regression line are MSAs such as College Station TX or State College PA. These are relatively small cities which concentrate a sizable population of skilled people (e.g., graduate students and professors) due to the presence of a large university. Should we expect these places to experience greater-than-average population growth *because* of the higher concentration of “smart” people? It is hard to say. On the one hand, it is likely that, upon graduation, students will look for jobs elsewhere, without contributing permanently to the expansion of their *alma mater*’s hometown. On the other hand, anecdotal evidence suggests that college towns’ businesses and government offices, as well as universities themselves, have increasingly sought to retain their own graduates and offer them attractive job opportunities. The idea behind this is that, while it may be hard to entice outsiders to settle permanently in a small city, those familiar with the college town may find it enjoyable to stay in a place they already know well. Moreover, evidence suggests that companies’ increasing reliance on cutting-edge technology has pushed them to invest more heavily in research and development, and settle around major universities in search for a steady supply of highly educated workers. In their 2006 Knowledge Worker

Quotient survey, *Expansion Management*, a major business publication, compares all 362 MSAs for their ability to satisfy companies' technology needs and, perhaps surprisingly, lists Ithaca NY, Boulder CO, and Ann Arbor MI -all major college towns- as the top three Knowledge Worker metropolitan areas.¹ Finally, recent research shows that retirees have become more eager to settle in relatively small urban areas with good colleges that offer them the possibility to continue to learn and enrich their lives.² If true, this effect, together with the aging of the U.S. population, would further strengthen the skills-growth connection in college towns over time.

To ensure that college towns are not driving the results, I exclude them from the sample and repeat the analysis. In my selection of college towns, I follow Gumprecht's (2003) methodology, which defines a college town based on a number of indicators that gauge the college's influence on a town. These indicators attempt to distinguish areas where universities exert a clear dominance in the city's culture by asking questions such as, "Is the college the largest employer in town?" or "What is the enrollment of the college, compared with the population of the city?" Places whose socioeconomic diversity reduces the influence of a collegiate culture, such as Austin TX or Tempe AZ, remain in the sample. Excluding college towns, the graph depicting the relationship between the share of bachelors in 1970 and MSA population growth between 1970 and 2000 is not too different from what we observe in Figure 1. The association between the two variables becomes slightly stronger, a one-standard-deviation (4.2 per cent) increase in the level of human capital now having an impact of 8.3 per cent on subsequent growth. Hence, college towns do not seem to have a significant impact on the relationship between human capital and growth. Recall also that the units of analysis are MSAs, which often encompass several other areas beyond the college's town.³ This would further dilute the potential "college-town" effect in the human capital-growth link. Thus, I conclude that these observations do not pose a problem to my empirical analysis.

As a last check, I made sure that other outliers are not driving this correlation. For instance, note that various MSAs, such as Naples FL, McAllen TX, or Steubenville OH, lie relatively far from the line of best fit. When I exclude these observations from the sample and redo the analysis, the general results do not change. Finally, I estimate the same relationship

¹See

<http://www.expansionmanagement.com/smo/articleviewer/default.asp?cmd=articledetail&articleid=17277&st=5>.

²For instance, see

http://www2.ljworld.com/news/2007/sep/16/college_towns_lawrence_tout_continuing_education_c.

³ For instance, Bridgeport, Danbury, Stamford, and Waterbury CT are all covered under the New Haven MSA, home to our beloved Yale University.

between initial schooling and subsequent growth for the periods 1980-2000 and 1990-2000 and ensure that these results do not hinge on the period choice. Reassuringly, we observe that the growth-skills connection is even stronger in these alternative periods.

2. Theoretical Framework

To formalize the connection between human capital and growth, in this section I present a model based on Roback (1982) and first introduced by Shapiro (2006). Consider an economy composed of various locations. Each location $i \in \{1, 2, \dots, I\}$ is endowed with certain unique features that affect its productivity and its quality of life, denoted A_i and Q_i , respectively. Firms in each location produce a homogeneous good using a constant-returns-to-scale production function $Y = AF(L, R^f)$, where L denotes the quantity of labor and R^f the quantity of land used in production. This consumption good is then sold in world markets at the numeraire price of 1. Labor and land markets are competitive and their prices are given by W_i and P_i , respectively. Firms then face a constant per-unit marginal cost given by $C(W_i, P_i)/A_i$ which implies that, in equilibrium:

$$C(W_i, P_i) = A_i \quad \forall i \quad (1)$$

On the other hand, consumers' preferences are represented by a standard utility function $U = U(X, Q_i, R^c)$, where X stands for the amount of the consumption good enjoyed by the individual and R^c is the quantity of land consumed. In equilibrium, the implied indirect utility function must be constant across locations:

$$V(Q_i, W_i, P_i) = \bar{U} \quad \forall i \quad (2)$$

for some constant \bar{U} .

Now, assuming that A_i and Q_i change exogenously over time, we can totally differentiate the two equilibrium conditions (1) and (2) above to derive expressions for the changes in wages and land rents over time:

$$\frac{dp_i}{dt} = K_1 \frac{V_{Q_i} Q_i}{V_W W} \frac{dq_i}{dt} + K_2 \frac{da_i}{dt}, \quad (3)$$

$$\frac{dw_i}{dt} = K_3 \frac{da_i}{dt} - K_4 \frac{V_Q Q}{V_W W} \frac{dq_i}{dt}, \quad (4)$$

where small letters denote logs and the K 's are constants that depend on the share of land in the consumer's budget constraint and the shares of land and labor in the firm's cost function. Moreover, given the assumed supply curve of land, population (or employment) growth can be written as:

$$\frac{dl_i}{dt} = K_5 \frac{V_Q Q}{V_W W} \frac{dq_i}{dt} + K_6 \frac{da_i}{dt}, \quad (5)$$

where K_5 and K_6 are constants that also depend on the shares of land and labor in the consumer's and the firm's constraints as well as on the elasticity of land rents with respect to local population levels.⁴

The above conditions provide a framework for assessing how changes in productivity and amenities are associated with a particular correlate of population growth. Here, our variable of interest is the concentration of human capital in a given location, which I measure as the share of college-educated adults in an MSA. Following Shapiro (2006) we can assume that the two terms in parentheses in equation 5 depend individually on $H_{i,t}$, the concentration of human capital in location i at time t , other covariates denoted by $X_{i,t}$, and corresponding shocks drawn independently of H and X . This implies:

$$\Delta l_{i,t+1} = H_{i,t} \beta + X_{i,t} \gamma + \varepsilon_{i,t+1}, \quad (6)$$

where β and γ represent the effects of human capital and other city characteristics, respectively, on population growth. Using the framework provided above, these effects can be further decomposed into productivity growth and quality of life (or amenities) growth. Of course, understanding what drives the correlation between human capital and population growth at the MSA level is important, but in order to do this we need to make sure that this relationship is not spurious. In particular, a positive association between $H_{i,t}$ and $\Delta l_{i,t+1}$ could arise if $H_{i,t}$ is correlated with an omitted component of $X_{i,t}$, which is also correlated with $\Delta l_{i,t+1}$. In this case, controlling for this omitted variable in the regression could potentially explain away the alleged link between human capital and population growth.

⁴ The exact functional form of these constants is irrelevant for our purposes. To see how these K 's depend on the various parameters, see Shapiro (2006).

3. Data Sources

I obtained data for all available counties in the United States for the years 1970, 1980, 1990, and 2000. Then all variables were aggregated individually into *primary* MSAs (PMSAs) following the Census's 1999 county-based boundaries definitions. In the sample, there are 317 MSAs for each decade, adding up to a total of 1,268 observations. Some descriptive statistics for the main variables used throughout this study are shown in Table 1.

Table 1. Descriptive Statistics

Variable	N= 317 per decade		1970		1980		1990		2000	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Population % change	n.a	n.a	0.16	0.15	0.1	0.13	0.12	0.1		
Share with bachelor's degree	0.11	0.04	0.16	0.05	0.2	0.06	0.24	0.07		
Population (in thous ands)	504.97	970.71	560.1	980.43	625.9	1070	712.89	1200		
Average heating degree days (1961-1990)	4443.77	2189.81	4443.77	2189.81	4443.77	2189.81	4443.77	2189.81		
Average annual precipitation (1961-1990)	36.73	13.87	36.73	13.87	36.73	13.87	36.73	13.87		
Share workers in manufacturing	0.23	0.11	0.21	0.09	0.17	0.07	0.14	0.07		
Share workers in prof. services	0.19	0.06	0.21	0.05	0.24	0.05	0.24	0.05		
share workers in trade	0.21	0.03	0.21	0.02	0.22	0.02	0.16	0.02		
Unemployment rate	0.04	0.01	0.06	0.02	0.06	0.02	0.06	0.02		
Share of high school dropouts	0.46	0.09	0.32	0.08	0.24	0.07	0.18	0.06		
Colleges per 1,000 people in 1940	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01		
	Total									
Variable	Mean	Std. Dev.								
Population % change	0.13	0.13								
Share with bachelor's degree	0.18	0.07								
Population (in thous ands)	600.96	1,060.00								
Average heating degree days (1961-1990)	4,443.77	2,187.12								
Average annual precipitation (1961-1990)	36.73	13.85								
Share workers in manufacturing	0.19	0.1								
Share workers in prof. services	0.22	0.06								
share workers in trade	0.2	0.03								
Unemployment rate	0.06	0.02								
Share of high school dropouts	0.3	0.13								
Colleges per 1,000 people in 1940	0.02	0.01								

All data come primarily from the Census's HUD State of the Cities Data System, with the exception of the weather and the colleges per capita in 1940 variables. The weather controls are available for the years 1961-1990 from the County and City Data Books 1994. The colleges per capita in 1940 variable, on the other hand, comes from the Peterson's College Guide.⁵

⁵ The colleges per capita in 1940 data were provided by Glaeser and Saiz. Colleges' foundation dates, as provided by Peterson's, were used to ensure that a college existed prior to 1940. Existing colleges' zip codes were matched with their respective counties, and then counties were matched to the corresponding MSA using 1999 MSA/NECMA definitions. Utilizing the Department of Education IPEDS data set for 1969-1999, Glaeser and Saiz (2004) confirm that attrition bias is not an issue: colleges do not seem to disappear from the IPEDS sample at a faster rate in stagnating metropolitan areas.

4. The Growth-Human Capital Connection

This section evinces the connection between population growth and human capital. The empirical analysis draws from Glaeser and Saiz (2004). I first present the raw correlation between the two variables, always accounting for decadal fixed effects. Then I show that this coefficient does not change even after considering other controls that the literature has shown to affect population growth rates. These include, among other things, MSA population levels, weather variables, and labor market shares by industrial sectors. Next, I argue that omitted variables, such as trends in population growth and the age composition of the MSA, may potentially tarnish the human capital estimates. The results show that, although the effects of skills on MSA growth are somewhat smaller relative to what the literature has found, they remain strongly positive and significant.

The basic regressions are based on equation 6 and take the following form:

$$\Delta l_{i,t+1} = H_{i,t} \beta + X_{i,t} \gamma + \tau_t + \varepsilon_{i,t+1}, \quad (7)$$

where $\Delta l_{i,t+1}$ denotes the decadal population growth in location i , $H_{i,t}$ refers to its share of college-educated adults over 25 years of age, $X_{i,t}$ is a set of other controls such as weather and industry shares, and τ_t is a decade-specific fixed effect with $t = \{1980, 1990, 2000\}$. The error term $\varepsilon_{i,t+1}$ is allowed to be correlated within MSAs across decades.

The first set of results is shown in Table 2. Column (1) reports the raw impact of skills on growth, conditioning only on decadal fixed effects. This raw estimate suggests that an increase of 10 per cent in the proportion of college-educated adults in the initial year translates into a subsequent rise of 5 per cent in population growth during the next ten years. This estimate is strongly significant and corroborates the relationship portrayed in Figure 1.

Table 2. MSA Growth and Human Capital Regressions

	Alog(population)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Share of population over 25 with bachelor's degree at $t-10$	0.496 (0.099)***	0.586 (0.113)***	0.464 (0.117)***	0.501 (0.215)**	0.408 (0.152)***	
Log of population at $t-10$		-0.015 (0.04)***	-0.012 (0.005)***	-0.314 (0.030)***	-0.014 (0.004)***	0.003 (0.005)
Log of average heating degree days (1961-1990)		-0.082 (0.011)***	-0.075 (0.020)***		-0.084 (0.011)***	-0.070 (0.011)***
Log of average annual precipitation (1961-1990)		-0.026 (0.015)*	-0.001 (0.015)		-0.025 (0.016)	-0.023 (0.015)
Share of workers in manufacturing at $t-10$		-0.171 (0.088)*	-0.166 (0.073)**	0.271 (0.126)**	-0.161 (0.085)*	-0.172 (0.084)**
Share of workers in professional services at $t-10$		-0.333 (0.145)**	-0.174 (0.132)	-0.136 (0.202)	-0.233 (0.143)	0.083 (0.117)
Share of workers in trade at $t-10$		0.035 (0.260)	0.117 (0.215)	0.213 (0.281)	0.011 (0.279)	-0.132 (0.220)
Unemployment rate at $t-10$					-0.487 (0.234)**	
Share of population over 25 that dropped high school at $t-10$					-0.054 (0.089)	
Log of colleges per capita in 1940						0.035 (0.008)
Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Decade	No	Yes	No	No	Yes	Yes
Region	No	No	Yes	No	No	No
State	No	No	No	Yes	No	No
MSA	951	915	915	951	915	813
Observations	0.55	0.51	0.61	0.89	0.51	0.51
R-squared						

Robust standard errors in parentheses.

Asterisks show significant coefficients at: 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

In the next few columns, I add a number of controls that the literature has traditionally considered when estimating the impact of human capital on MSA growth. As discussed in Section 1, city size remains a natural control, so I introduce the log of population in the initial year as an explanatory variable. Warm and dry weather have been shown to be two crucial predictors of population growth (Glaeser, Kolko, and Saiz 2001; Glaeser and Shapiro 2003), so I include, correspondingly, the log of average heating degree days -the number of days that a household uses artificial heating to keep it warm- and the log of average annual precipitation. Additionally, I include the initial shares of workers in the manufacturing, professional services, and trade sectors. Such controls seem reasonable given certain well-known trends in the period of study, such as the decline of manufacturing cities in the 70s and 80s, particularly in the Rust Belt, and the ascent of the financial services, health care, and information industries. Glaeser and Saiz (2004) justify the use of these variables given that the three sectors combined consistently represent almost two thirds of employment within MSAs every decade. However, as suggested by Faberman (2005), regional variation in industry mix cannot fully explain the observed differences in growth across metropolitan areas, so it is unclear what we should expect regarding the direction of these estimates. Finally, the inclusion of region, state, and MSA fixed effects attempts to control for geographic factors that are invariant over time but which may be of

significance in explaining the different rates of population growth across the country.⁶

As the results in Columns (2)-(4) show, the inclusion of these controls does not have a major impact on the human capital estimates. Comparing the coefficients across specifications, we observe that they all remain strongly significant and a generalized Hausman test corroborates that they are not statistically different from each other. On the other hand, the negative estimate of lagged city size suggests that an increase in the initial population level of the MSA is associated with a decrease in the population growth rate the following decade, which highlights the characteristic mean reversion of growth. Also, the negative and highly significant coefficients of the log average heating degree days and the log average annual precipitation reflect people's preferences to settle in warm, dry areas. Finally, in agreement with Faberman (2005), the industry shares have a rather imperceptible bear on the human capital estimate.

Up to this point, the relationship between skills and MSA growth seems to be quite robust. Glaeser and Saiz (2004) consider two alternative overall measures of human capital to ensure that these results do not depend crucially on the choice of the share of bachelors as the preferred measure of skills. First, they include the share of adult high school dropouts and the unemployment rate in the initial year as additional controls in order to capture the lower tail of the human capital distribution. Thinking ahead, we expect the coefficients of these two additional regressors to be negative, implying that a greater number of high school dropouts and a greater unemployment rate would force individuals to move out of the city and seek employment opportunities elsewhere. As shown in Column (5) of Table 2, these estimates validate our expectations, although the high school dropouts coefficient is statistically insignificant.⁷ Nonetheless, it is interesting to note that the negative effect of the initial unemployment rate on growth is significant only when regional fixed effects are considered, which is the specification that Glaeser and Saiz (2004) present. Accounting for MSA fixed effects instead; however, the statistical evidence supporting this negative correlation disappears. As will be argued later, the former specification should be preferred given that both observable and unobservable time-invariant factors at the MSA level seem more relevant to

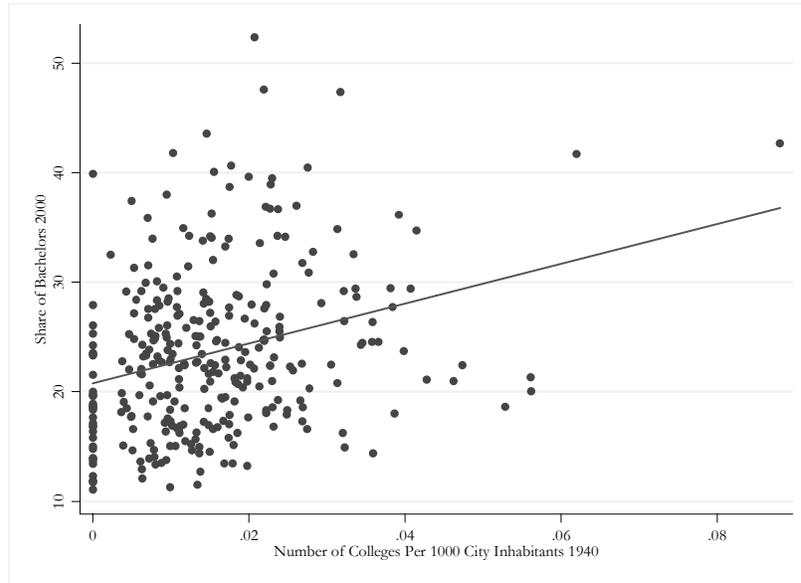
⁶ The four regions are Northeast, Midwest, South, and West, and are defined according to the U.S. Census Bureau. See Census Regions and Divisions map at http://www.census.gov/geo/www/us_regdiv.pdf for further details.

⁷ One interesting observation is that this estimate is negative and significant when excluding the share of bachelors, which reflects the strong multicollinearity between the two complementary human capital measures. The correlation between the share of bachelors and the share of high school dropouts in every decade is between -0.70 and -0.80.

local labor markets and migration patterns. Thus, neither of the additional regressors considered seems to have any significant impact on MSA growth. Moreover, the magnitude of the share of bachelors coefficient remains unchanged, which is hardly surprising given the statistical irrelevance of the two additional controls.

The second alternative measure of human capital considered is the number of colleges in 1940. Glaeser and Saiz (2004) argue that this surrogate metric has the advantage of being predetermined instead of being a function of recent events which might draw the skilled to the city. Moreover, as shown by Moretti (2004), these two human capital measures are positively correlated. This relationship is apparent in Figure 2. At an intuitive level, however, it is not obvious how the number of colleges in 1940 is connected with MSA population growth rates 50 years later. The absence of a clear association between these two variables becomes evident in a regression of MSA population growth on the log of colleges in 1940. The estimated skills coefficient shown in Column (6) of Table 2 implies that even by doubling the number of colleges that existed in the MSA back in 1940, equivalent to about five additional colleges for the average metro area, the decadal population growth rate 50 years later would only rise by a mere 3.5 per cent. More importantly, it is hard to see what mechanism, other than an increase in the proportion of “skilled” residents, could be responsible for such an effect on population growth rates. Hence, if we believe that the number of colleges in 1940 has no bearing on the rate of growth of population, and given the seemingly strong correlation between the former variable and the share of bachelors, perhaps a better approach would be to use the log of colleges in 1940 as an instrument for education in our reverse causality tests. This possibility is thus explored in Section 6.

Figure 2. Number of Colleges Per Capita 1940
vs. Share of Bachelors 2000



4.1. Trends in Population Growth

The regressions considered above suggest that human capital together with other explanatory variables can only explain about 50 per cent of the variation in population growth rates at the metropolitan level. One obvious question to ask is what might explain the remaining 50 per cent of this variation? More importantly, and given that our focus is on the effect of human capital on MSA growth, the issue at hand is whether any omitted variables that may have a significant effect on population growth rates could explain away the impact of skills that has proved so robust up to now.

One possible variable that may influence our skills estimates is the presence of trends in population growth rates. For instance, Glaeser (1994a) claims that the best predictor of whether a city will grow in the following 20 years is whether it grew the previous 20 years. This finding is consistent with Krugman (1991) and Lucas (1988), who suggest that the mere presence of other people in a city is one of its main attractions. In order to capture the persistence of population growth, I expand equation (7) as follows:

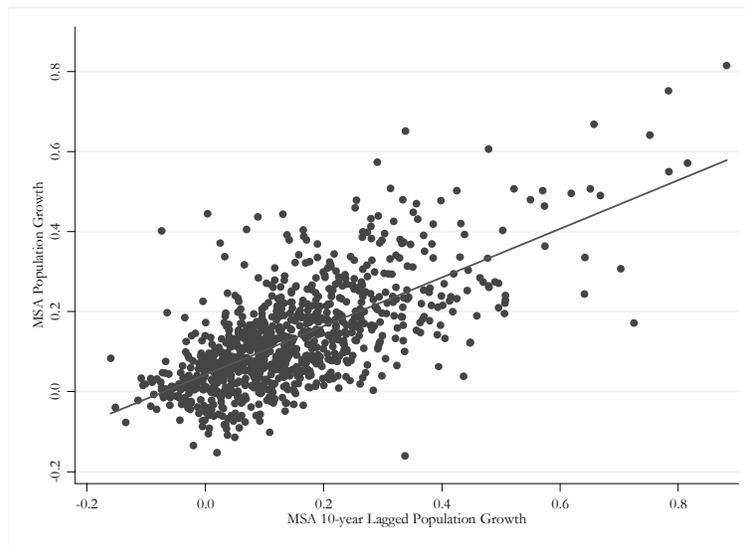
$$\Delta l_{i,t+1} = H_{i,t} \beta + \Delta l_{i,t} \xi + X_{i,t} \gamma + \tau_i + \varepsilon_{i,t+1}, \quad (8)$$

where the coefficient ξ in the second term measures the effect of last decade's growth rate on current decadal MSA growth.⁸ This term is precisely what I refer to (admittedly, somewhat imprecisely) as "population growth trend," and its omission from the regressions in Table 2 would bias the skills coefficient upwards if we believe that the two are positively correlated. Of course, such relationship would stir up even further possible concerns about simultaneity or reverse causality. For now, I leave these issues aside since I address them in Section 6.

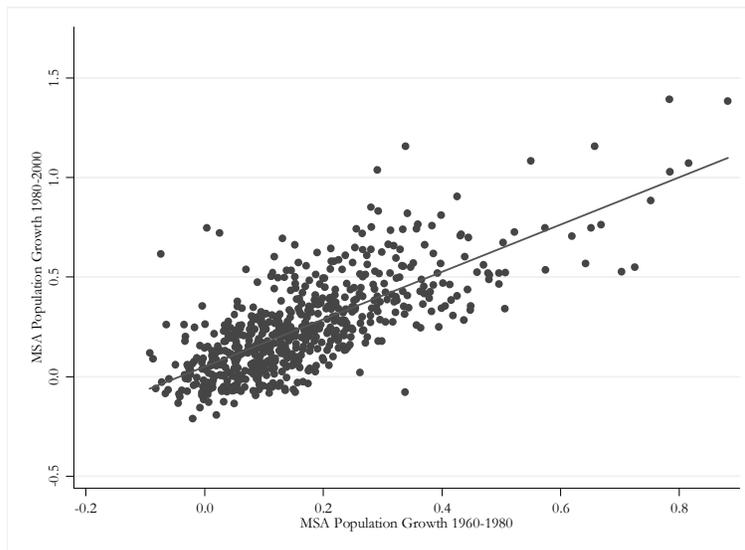
Panel A in Figure 3 depicts the positive relationship between current and lagged population growth rates at 10-year intervals. A simple regression between just these two variables shows that an increase of 10 per cent in MSA population growth last decade would translate into a rise of 6 per cent in the same variable during the current decade. Such regression also shows that past 10-year growth explains almost 50 per cent of the variation in current 10-year growth at the metropolitan area level. As suggested by Panel B in the same figure, this relationship becomes even stronger when considering 20-year rates, which supports the view of persistence in population growth rates over time. Can the lagged rate of growth explain the remainder of the variation in current growth that skills, weather, and the MSA industry composition were unable to explain?

⁸ Note that Glaeser (1994a) defines growth rates over a 20-year span, while I define these same population growth rates over a decade. In the empirical estimations, this distinction proves inconsequential.

Figure 3. Current vs. Lagged MSA Population Growth Rates
Panel (A) Using 10-year Growth Rates



Panel (B) Using 20-year Growth Rates



As the results in Table 3 suggest, it cannot. Column (2) shows that the coefficient of variation of a specification that includes the full set of controls, regional fixed effects, and lagged population growth, is only 58 per cent. This number is only 7 percentage points higher relative to the adjusted R^2 of a specification with the exact same covariates but excluding our lagged growth variable. Note that the estimates suggest a strong positive relationship between past and current growth, a result that is consistent with the literature. Nonetheless, trends in growth are seemingly unable to explain the variation in current MSA population growth once we account for human capital, weather, and the industry composition of the metropolitan area.

Table 3. **Impact of Lagged MSA Population Growth and MSA Fixed Effects on Human Capital Estimates**

	$\Delta \log(\text{population})$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Share of bachelors at $t-10$	0.586 (0.113)***	0.288 (0.087)***		0.399 (0.088)***	0.096 (0.053)*	0.451 (0.225)**
Decadal population growth rate at $t-10$		0.334 (0.041)***	0.513 (0.040)***		0.503 (0.043)***	-0.140 (0.046)***
Log of population at $t-10$	-0.015 (0.004)***	-0.011 (0.003)***				-0.288 (0.033)***
Fixed Effects						
<i>Decade</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Region</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No
<i>MSA</i>	No	No	No	No	No	Yes
Observations	915	914	950	951	950	950
R-squared	0.51	0.58	0.56	0.34	0.56	0.90

Except for regressions in columns (3) through (5), all specifications include weather and industry controls. Robust standard errors in parentheses.

Asterisks show significant coefficients at 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

Going back to our main issue of interest, we now examine the stability of the skills coefficient after controlling for lagged growth. When we compare Columns (1) and (2), we observe that the mere inclusion of past MSA growth in our typical regression with the full set of controls and regional fixed effects reduces the impact of human capital on MSA population growth by 50 per cent, which implies that the earlier estimates reported in the literature may have significantly overestimated this effect. To be sure, in Columns (3) and (4) I isolate the individual effects of skills and lagged growth on current growth, respectively, and then consider them jointly in Column (5). Observe that when skills are added to the specification that includes only lagged growth, the magnitude of the lagged growth coefficient barely changes. In contrast, the inclusion of the past growth variable in the specification that contains the share of bachelors as the sole regressor leads to a reduction of 75 per cent in the latter coefficient and a considerable loss in its statistical significance. Moreover, while lagged growth alone explains

about 56 per cent of the variation in current MSA growth rates, we observe no change at all in the coefficient of determination when skills are added in Column (5). These signs are a clear indication of omitted variable bias and, given Glaeser's (1994a) strong advocacy in favor of the "persistence of growth," it is surprising that his growth-skills regressions do not take into account this effect.

Now, given that the inclusion of lagged growth seems to explain away a considerable portion of the effect of human capital on MSA growth, we may wonder, how is it that the rates of population growth 20 years ago can explain current growth rates? An explanation by Glaeser (1994a) is that there are good and bad cities, and good cities just keep growing, while bad cities keep declining. Of course, this seems to suggest that slumping cities would eventually vanish, while flourishing agglomerations would experience explosive growth. This logic seems hard to believe. Even Glaeser's own result of mean reversion in population levels by itself hints to the notion of a "stationary" state or, at least, to the Malthusian idea of positive checks that keep cities from growing indefinitely. However, it would be plausible to think that there are other factors inherent to each individual metropolitan area, and that these may play an important role in both past and current growth.

To account for these city-specific factors, I run the same basic regression of MSA population growth on the full set of controls and MSA-specific fixed effects. These results are shown in Column (6) of Table 3. In contrast to the finding of persistent population growth observed in the specifications above with region- and state-specific fixed effects, when MSA fixed effects are considered, the impact of lagged population growth on current growth rates is *negative* and strongly significant. Notice also that the inclusion of MSA fixed effects brings about a much stronger regression to the mean relative to the region fixed effects specification. The implication of this result is that, once we capture the effect of unmeasured locational attributes that individually affect population growth rates at the metropolitan area level, the positive impact of growth on growth vanishes. That is, cities do not keep growing forever *because* they experienced positive population growth rates 10 or 20 years ago. Rather, it seems as though any inherent city-specific characteristics, such as geographic features or particular policies and laws issued at the local level, which favored MSA growth 10 or 20 years ago, will also encourage growth for the next 10 or 20 years. It is worth mentioning that most of these coefficients, although not shown in Table 3, are significant at the 1 per cent level. To support the appropriateness of the inclusion of city-specific dummies, I performed likelihood ratio and

goodness-of-fit tests, and they all backed up this specification.⁹ Finally, observe that while accounting for trends in MSA population growth reduced the impact of human capital on current growth by 50 per cent, considering fixed effects at the MSA level brings back the estimated skills coefficient closer to its original level.

4.2 Impact of the Age Structure

One additional factor that could bias the ascribed impact of human capital on MSA growth is the age structure of the population. It is plausible to believe that the share of adults with a college degree might be closely related to the proportion of the population that is young. Just like in the case of lagged growth, if we believe that younger cohorts may be better educated and, at the same time, be a substantial driver of population growth, omitting the age structure of the MSA in our specifications could potentially bias upwards our skills estimates.

I account for the MSA age structure as follows. First, I calculate the shares of the total population in the metropolitan area within 5-year intervals: those less than 5 years old, those between 5 and 9 years old, and so on. People who are 85 years of age and over are excluded from the regression since they never account for more than 1.5 per cent of the population within a decade. I then include these age bins directly in my regressions of MSA growth on the share of bachelors, lagged growth, and the full set of controls considered earlier. As the results in Table 4 show, accounting for the age distribution in this manner actually strengthens the link between skills and growth, even in the presence of lagged growth and MSA fixed effects. Could this be due to the way in which I control for the MSA age structure?

⁹ The likelihood ratio test yields a χ^2 statistic of 1210.04, which strongly rejects the no-MSA-fixed-effects specification. Moreover, the Akaike Information Criterion also supports the model with MSA fixed effects, yielding a statistic of -2614.3 for this specification vs. -2008.3 for the alternative.

Table 4. Impact of the Age Distribution on the Effect of Human Capital on MSA Population Growth

	$\Delta \log(\text{population})$	
	(1)	(PL)
Share of bachelors at $t-10$	0.684 (0.230)***	0.310 (0.0128)**
Decadal population growth rate at $t-10$	-0.020 (0.054)	-0.165 (0.024)***
Log of population at $t-10$	-0.253 (0.035)***	-0.237 (0.018)***
Fixed Effects		
<i>Decade</i>	Yes	Yes
<i>MSA</i>	Yes	Yes
Observations	950	949
R-squared	0.91	0.92

Regression (1) displays OLS estimates and accounts for the age distribution using 5-year age bins.

Column (PL) show results from a partially-linear regression that accounts for non-linear age effects.

All specifications include industry controls. Robust standard errors in parentheses.

Asterisks show significant coefficients at 10% (*), 5% (**), and 1% (***).

To corroborate that the chosen methodology is not driving the results, I explore alternative ways to account for the age structure in the metropolitan area. After all, although breaking down the population age range into 5-year bins may provide a better snapshot of the age distribution in the MSA, we should expect a significant reduction in the degrees of freedom caused by the extra 17 regressors. To address this issue, I first used wider age windows, which did not change the general results described above. Next, I considered larger groups such as “the share of the population that is young,” or “the share of the population that is in the active labor force,” using different age cutoffs. Finally, I also allowed for education-age interactions that would allow me to separate out the effects of skills on growth by age category. Surprisingly, neither of these approaches showed any significant impact of the MSA age structure on population growth, just as they were unable to wipe away the effect of human capital on growth.

Of course, it is possible that the MSA age structure affects urban growth non-linearly. A partially linear regression allows for a more flexible

specification that may combine both parametric and non-parametric components to determine how the age structure is being affected. Consider the following semi-parametric model:

$$Y_i = X_i^T \beta + g(Z_i) + \varepsilon_i \quad (9)$$

where $X_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})^T$ and $Z_i = (z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{id})$ are vectors of explanatory variables, (X_i, Z_i) . β , of course, is a vector of unknown parameters, g is a function from R^d to R^1 , and $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n$ are independent errors with mean zero and finite variances $\sigma_i^2 = E\varepsilon_i^2$. The main assumptions behind the concept of partially linear estimation are that g is a smooth, single-valued function with a bounded first derivative, and that the model's parametric $(X_i^T \beta)$ and non-parametric $(g(Z_i))$ components are additively separable.

The partially linear regression model I estimate is shown in Column (PL) of Table 4 and follows my preferred specification including the share of bachelors, lagged growth, MSA fixed effects, and the full set of controls. The additional Z regressor considered is the average age of the population. As before, controlling for the age structure does not impact our previous findings. Moreover, in all specifications, the age structure coefficients are not statistically significant. These findings are also robust to other choices for Z , such as the share of young people in the MSA, the proportion of working-age individuals, and the share of “qualified” (with bachelors degree or above) working-age individuals. Hence, I conclude that the age structure is not a major driver of population growth at the MSA level and, consequently, that the effect of human capital on MSA population growth is not tarnished by the omission of the age structure in the city.

5. Reverse Causality

The assumption throughout the preceding analysis has been that people are attracted to locations that concentrate higher shares of smart individuals. This could be rationalized if migrants feel that the more educated would make them more productive or if we believe that more skilled residents promote growth in amenities and consumer services, which in turn makes metropolitan areas more attractive places to live. However, the direction of causality might go the other way. For instance, an increasing population may bring about more competition for job opportunities, creating incentives for individuals within the MSA to educate themselves, get access to better work possibilities, and increase their income prospects. City growth may also

translate into a greater need for roads, bridges, skyscrapers, and shopping areas, which would motivate engineers, lawyers, accountants, and architects from outside to move into expanding metro areas.

In what follows, I utilize an instrumental variables approach that supports the causal relationship from human capital to MSA population growth. Such methodology should abate concerns about omitted variables and, especially, reverse causation. The variable I use to instrument for human capital is land-grant institutions in an MSA, which goes back to Moretti (2004). This is a dummy variable that indicates whether a metropolitan area contains a land-grant institution, an entity assigned by the federal Morrill Act of 1862 that had in charge the funding and creation of colleges and institutions of higher studies. The correlation coefficient between the presence of land-grant institutions and the share of bachelors is about 45 per cent. On the other hand, the correlation of this instrumental variable with MSA growth is only about 10 per cent, which, interpreted with the first correlation, already suggests that land-grant institutions may be a good instrument for human capital. Moreover, Moretti reports that the distribution of land-grant institutions across the United States is quite even and that the demographic characteristics of MSAs with and without a land-grant school are quite similar, which rules out other potential concerns about the validity of this instrument.

The IV estimates support the direction of causality from human capital to MSA growth. These results appear in Table 5. The first-stage regression of the IV estimation suggests a strong positive correlation between land-grant institutions and human capital as proxied by the share of bachelors in the MSA. In the second-stage regression, the IV estimate of 0.556 is statistically significant at the 5 per cent level. This implies that an exogenous variation in human capital at the MSA level does have a strong and significant effect on population growth. Most importantly, I perform a simple Hausman test to compare the magnitudes of the IV and the OLS estimates presented earlier and confirm that both coefficients are not statistically different from each other.

Table 5. OLS vs. Instrumental Variable Regressions

Dependent Variable: MSA Population Growth 1990-2000			
Second-stage:	OLS	IV1	IV2
Share of bachelors in 1990	0.367 (0.082)***	0.556 (0.214)***	0.883 (0.230)***
Instrumenting for: Share of bachelors in 1990			
Land-grant institution		0.079 (0.011)***	0.073 (0.011)***
Log of college in 1940			0.015 (0.006)***
Observations	317	250	224
F-Static	20.26	52.53	12.97
Hansen J-stat			554
P-value			0.018

Robust standard errors in parentheses.

Asterisks show significant coefficients at: 10% (*), 5% (**). An 1% (***).

In order to validate our previous findings, one last test we can perform on our data is to use the log of colleges in 1940 as an additional instrumental variable for skills. As discussed in Section 5, Glaeser and Saiz (2004) utilize this variable as an alternative measure of human capital to make sure that the positive association they find between MSA growth and human capital does not hinge on the use of the share of bachelors as their proxy for skills. Nonetheless, the authors do not elucidate the link between the number of colleges in a particular metropolitan area in 1940 and its population growth rate 50 or 60 years later. The lack of a clear relationship between these two variables and the strong association between the number of colleges in 1940 and the future share of bachelors in the MSA documented by Moretti (2004), suggest that the former may be a good candidate to proxy for skills in our MSA growth regressions.

Once again, when I use this variable and the land-grant institution dummy as instruments for the share of bachelors, the results support the causal effect that an exogenous increase in the proportion of skilled residents in an MSA has on population growth. Moreover, an overidentification test confirms that the two instruments are indeed uncorrelated with the error term and that the exclusion restriction holds. Note, however, that the estimated IV coefficients are slightly larger than our least-squares estimates. This minor discrepancy is most likely due to the fact that MSA fixed effects are not

considered in our 2SLS regressions since our instruments do not allow us to distinguish between variations in levels of human capital across decades. In other words, the number of colleges in 1940 and the presence of a land-grant institution do not differ for different years within an MSA, which leads to a significant reduction in sample size. Yet, the results are robust to the inclusion of regional and state fixed effects, which implies that the advocated causal link from skills to growth is preserved.

Conclusions

The empirical evidence in this paper is supportive of other studies that find a positive association between human capital, defined as the share of the population over 25 years old holding a bachelor's degree, and MSA population growth. However, one factor that seems to be relevant in estimating the impact of skills on growth and which has been overlooked by the previous literature is the existence of trends in population growth rates at the MSA level. The omission of lagged metropolitan growth seems to overestimate the human capital effect by up to a factor of two. This effect is strongly robust across various specifications, a finding that is in line with Glaeser (1994a).

Upon further examination, however, we observe that it is not past growth itself what drives future growth. Instead, it seems as though those characteristics of the city, both observable and unobservable, which made it grow in the first place are what determines the rate of expansion of the metro area. Controlling for MSA-specific fixed effects, the impact of lagged on current growth remains strongly significant but is reversed, which is consistent with a more plausible story, if not of a steady-state level of population, of non-explosive growth. The results thus suggest that growth does not draw on growth, but on geographical, topographical, cultural, or other features inherent to the MSA and which have historically influenced its population growth.

Hence, the growth-human capital connection appears to be real. Depending on the specification, the estimated impact of skills on MSA growth can be up to 50 per cent smaller than the earlier estimates suggested. Nonetheless, not only does the positive association between the two variables survive the inclusion of MSA fixed effects and lagged growth, as described earlier. It also stands even after controlling for the age structure of the MSA, which is strongly correlated with the proportion of skilled residents in the metro area. Moreover, the IV estimates corroborate that the direction of causality is indeed from skills to growth.

Having admitted the overwhelming evidence that has given place to what Glaeser and Saiz (2004) call “the rise of the skilled city,” we wonder what mechanisms lie behind the growth-skills connection. One obvious question that arises is what has driven people to crowd around locations in which the better educated, more skilled individuals reside? Glaeser and Saiz (2004) and Shapiro (2006) shed some light on the nature of this relation, although their results are somewhat contradictory. On the one hand, the former suggest that productivity seems to be the key to understanding the growth-human capital connection at the MSA level. Recurring to Schultz’s (1976) reinvention hypothesis, the authors explain how skilled workers react faster to severe economic shocks and are able to switch techniques that may show the way out of the crisis. These more innovative metropolitan areas are consequently more productive and more attractive for those who are actually able to perform the new jobs and adapt to the new circumstances -the skilled. Shapiro, on the other hand, places more emphasis on consumer amenities and quality of life and asserts that these factors are responsible for about 40 per cent of the effects of skills on growth.

This apparent dichotomy provides an area of opportunity for future research. To begin with, the definitions of growth used by Glaeser and Saiz (2004) and by Shapiro (2006), although closely related, are different. It would be easy to extend Shapiro’s model to use MSA population growth instead of growth in employment, and use similar MSA definitions. Furthermore, if metropolitan areas with high human capital are better able to reinvent themselves and switch out of declining industries, then we should be able to make a connection between skills and productivity measures in different sectors of the economy. By looking at the empirical relationship between alternative productivity measures, such as gross metropolitan product, earnings, or income in per-employee terms, and different human capital measures, we might be able to better gauge the importance of productivity to the growth-human capital connection. Moreover, Schultz’s (1976) reinvention hypothesis, originally imputed to technological improvements in agriculture, could be applied at the MSA level. For instance, we could examine how high- and low-skilled locations react to various aggregate negative shocks. Finally, since the ultimate effect of increased aggregate human capital is on population growth, understanding how migration, fertility, and other drivers of population growth are affected seems like a goal worth pursuing. Most importantly, these extensions need not apply exclusively to cities in the United States. Carrying out similar analyses in other countries would help us better understand the impact of greater human capital on growth and other socioeconomic variables. In particular, developing nations such as Mexico, which have yet much to do to improve their overall levels of human capital, would benefit the most from understanding how a significant increase in the proportion of skilled workers would impact their economies.

References

- Faberman, J. (2005): "What's in a City?: Understanding the Micro-Level Employer Dynamics Underlying Urban Growth," *U.S. Bureau of Labor Statistics*, (386).
- Glaeser, E. L. (1994a): "Cities, Information, and Economic Growth," *Cityscape*, 1, 9-47.
- Glaeser, E. L. (1994b): "Why Does Schooling Generate Economic Growth?," *Economics Letters*, 44, 333-337.
- Glaeser, E. L. (2003): "Reinventing Boston: 1640-2003," Discussion Paper 2017, Harvard Institute for Economic Research.
- Glaeser, E. L., J. Kolko, and A. Saiz (2001): "Consumer City," *Journal of Economic Geography*, 1(1), 27-50.
- Glaeser, E. L., and A. Saiz (2004): "The Rise of the Skilled City," *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*.
- Glaeser, E. L., J. Scheinkman, and A. Shleifer (1995): "Economic Growth in a Cross-Section of Cities," *Journal of Monetary Economics*, 36, 117-143.
- Glaeser, E. L., and J. M. Shapiro (2003): "Urban Growth in the 1990s: Is City Living Back?," *Journal of Regional Science*, 43(1), 139-165.
- Gumprecht, B. (2003): "The American College Town," *Geographical Review*, 93(1), 51-80.
- Krugman, P. (1991): "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499.
- Lucas, R. E. (1988): "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Moretti, E. (2004): "Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-Sectional Data," *Journal of Econometrics*, 121, 175-212.
- Nardinelli, C., and C. J. Simon (1996): "The Talk of the Town: Human Capital, Information, and the Growth of English Cities, 1861 to 1961," *Exploration in Economic History*, 33(3), 384-413.
- Roback, J. (1982): "Wages, Rents, and the Quality of Life," *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257-1278.

Schultz, T. W. (1976): *Transforming Traditional Agriculture*, Ayer Co Pub.

Shapiro, J. M. (2006): "Smart Cities: Quality of Life, Productivity, and the Growth Effects of Human Capital," *Review of Economics and Statistics*, 88(2), 324-335.

Simon, C. J. (1998): "Human Capital and Metropolitan Employment Growth," *Journal of Urban Economics*, 43, 223-243.

Simon, C. J., and C. Nardinelli (2002): "Human Capital and the Rise of American Cities, 1900-1990," *Regional Science and Urban Economics*, 32, 59-96.

Varianza condicional de medias móviles no-lineales

Daniel Ventosa-Santaulària*
Alfonso Mendoza Velázquez♦
Manuel Gómez-Zaldívar*

Fecha de Recepción: 21 I 2008; Fecha de aceptación 24 IX 2008

Abstract

We present a new heteroskedastic conditional variance model using Non-Linear Moving Average as the basis for this specification [$NLMACH(q)$]. The typical problem of this class of models—i.e., non-invertibility—is solved by means of an intuitive parametric restriction; this allows us to use Maximum Likelihood as the estimation procedure. The statistical properties of the new model are both simple and attractive for empirical purposes in finance: a natural fat-tailed distribution stands out. The Autocorrelation Function of the squared process allows us for identification of the number of lags to be included in the new specification. In addition, we present several Monte Carlo experiments where the properties of the model using finite samples are exhibited. Finally, an empirical application using exchange rates and capital market bonds is shown.

Keywords: *Conditionally Heteroskedastic Models, $NLMACH(q)$, Volatility, Fat-tailed Distributions.*

Resumen

Presentamos en este trabajo un nuevo modelo para la varianza condicional, que está fundamentado en medias móviles no-lineales [$NLMACH(q)$]. Mediante una restricción sencilla, se evita el típico problema de no-invertibilidad que aqueja a esta clase de procesos; esto facilita su estimación por Máxima Verosimilitud. Las propiedades estadísticas del nuevo modelo

* Escuela de Economía Universidad de Guanajuato. E-mails:

daniel@ventosa-santaularia.com y manuel.gomez@ugto.org, respectivamente.

♦ Departamento de Economía y Centro de Investigación e Inteligencia Económica (CIE), Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla. E-mail: alfonso.mendoza@upaep.mx

son simples y a la vez atractivas para el ajuste de series financieras, como sucede con la reproducción natural de colas pesadas. Se desarrolla la función de autocorrelación del proceso al cuadrado, lo que permite identificar con precisión el número de rezagos que serán incluidos en la especificación. Además, se presentan diversos experimentos de Monte Carlo que muestran las propiedades estadísticas del modelo, en muestras finitas. Se concluye el estudio con una aplicación del $NLMACH(q)$ a tipos de cambio y bonos del mercado de capitales mexicano.

Palabras Clave: *Modelos de Varianza Condicional, $NLMACH(q)$, Volatilidad, Colas Pesadas.*

Clasificación JEL: *C12, C13, C22.*

Introducción

Los modelos $ARCH$, introducidos exitosamente por el trabajo seminal de Engle (1982), se han convertido en una de las herramientas de estudio más dinámicas y populares de la econometría aplicada. En los últimos 26 años surgió una gran cantidad de extensiones, las cuales incorporan al modelo básico propiedades estadísticas capaces de captar algunas de las regularidades de los rendimientos financieros. Destaca el modelo $GARCH$ (Bollerslev 1986), que generaliza el comportamiento de la volatilidad al hacerla dependiente de su propia inercia. Otras variaciones importantes son las que toman en cuenta el impacto de la volatilidad en la esperanza condicional de la variable, $ARCH-M$ (Engle, Lilien y Robins 1987), aquellas capaces de reproducir los efectos asimétricos de los choques según su signo, como en el modelo $EGARCH$ (Nelson 1991) y las que intentan capturar la alta persistencia o memoria larga, que está presente en distintas series económicas y financieras (Bollerslev y Mikkelsen 1996).

Toda extensión de un modelo base conlleva necesariamente un grado de complejidad mayor no siempre justificado; las especificaciones más recientes que parecen mejorar sólo marginalmente el ajuste y los pronósticos fuera de muestra, pueden exigir a cambio estimaciones costosas en programación y tiempo. De ahí deriva la “popularidad” del modelo $GARCH(1,1)$; su estimación es sencilla y, tanto en el ajuste como en las predicciones, es comparable con las de modelos más complejos.

Hasta ahora, han dominado las especificaciones autorregresivas en el ajuste de la varianza condicional. Su contraparte de medias móviles ha sido virtualmente ignorada. En ese sentido, Robinson (1977) propuso un modelo de medias móviles no-lineales ($NLMA$, por sus siglas en inglés) basado en

una expansión de Volterra truncada. Dicha propuesta no tuvo mucho eco, pues no sólo no aparecieron aplicaciones sino que además existían problemas de invertibilidad y sobre todo, porque resultaba extremadamente difícil de estimar. La aplicación empírica de los modelos *NLMA* ha sido, de hecho, limitada (Tong, 1990; Guégan, 1994; Granger, 1998).

Este trabajo propone el uso y extensión de los modelos *NLMA* en el campo de las Varianzas Condicionales, con objeto de mostrar el potencial de éstos. En lo particular, proponemos una nueva especificación que denominamos Modelo de Varianza Condicional Heteroscedástica y No Lineal de Medias Móviles (*NLMACH*, por sus siglas en inglés). A diferencia de las propuestas autorregresivas, el *NLMACH* condiciona el comportamiento de la varianza a los shocks no observados -pero reconstruibles- que se dan en la serie. Si surge un evento impredecible, éste tendría consecuencias sobre las realizaciones futuras inmediatas de la serie. El proceso es análogo al que dictan los modelos de la clase *ARCH*, sólo que el mecanismo de transmisión no radica en el comportamiento pasado de la serie observada, sino en el de una serie subyacente inobservada, pero reconstruible. Cabe señalar que es posible evitar las dificultades de invertibilidad encontradas por Robinson (1977), mediante la imposición de una restricción en los parámetros, que coincidentemente funge también con la condición de positividad de la varianza condicional.

La nueva especificación incorpora de manera natural características comúnmente encontradas en series financieras, entre éstas destacan: (i) alta frecuencia de grandes variaciones (picos de varianza); (ii) tendencia al agrupamiento (“clustering”) de las grandes desviaciones y, (iii) leptocurticidad de la distribución de la serie. Esta última es quizá una de las ventajas más atractivas de nuestra propuesta, debido a que se ha reportado incansablemente en la literatura la existencia de colas anchas en rendimientos financieros. Otra ventaja, en comparación con especificaciones autorregresivas, es (iv) la existencia de condiciones de estacionariedad mucho más laxas.

Mediante experimentos de Monte Carlo, se muestra que el proceso de estimación del *NLMACH* arroja resultados adecuados con muestras de tamaño relativamente chico (< 500 obs.); y, más importante, nuestra propuesta parece capturar un tipo de volatilidad intrínsecamente distinta a la de los modelos autorregresivos, lo que la posiciona favorablemente como una alternativa viable, cuando las especificaciones clásicas resultan inadecuadas. Finalmente, con el fin de evaluar el desempeño empírico de nuestro modelo, se hace competir al *NLMACH* contra especificaciones *ARCH*, *ARCH* -*t* y *GARCH*(1,1) usando datos de tipo de cambio y bonos del mercado de capitales.

1. Especificación $NLMACH(q)$

El nuevo modelo propuesto, $NLMACH(q)$, condiciona la varianza a un proceso de medias móviles usando un ruido inobservado, pero reconstruible, V_t . Conviene destacar que dicha especificación no puede ser anidada en el modelo de Robinson (1977), el cual posee algunas características indeseables, en particular la no-invertibilidad y dificultades de estimación (Granger y Andersen, 1978; Granger, 1998). Un $NLMACH(q)$ se representa, como sigue:

$$\begin{aligned} X_t &= V_t h_t^{1/2} & (1) \\ h_t &= \delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i V_{t-i}^2 \end{aligned}$$

donde $V_t \sim i.i.d. N(0,1)$ y $\delta_i \geq 0$ para $i=1, \dots, q$ con al menos un δ_i estrictamente mayor que cero, con $i=1, 2, \dots, q$.¹

La ecuación (1) hace evidentes las similitudes con un $ARCH(1)$. No obstante, la variable que explica el comportamiento de la varianza condicional no es X_{t-i}^2 sino más bien V_{t-i}^2 . Los parámetros deben satisfacer una condición (todos deben ser mayores o iguales a cero y al menos uno estrictamente mayor a cero), para asegurar que la varianza condicional sea positiva. Muchas de sus propiedades estadísticas se pueden inferir fácilmente. Por ejemplo, los primeros dos momentos -tanto condicionales como incondicionales- de un $NLMACH(q)$, son:

$$\begin{aligned} E(X_t) &= 0 \\ E(X_t X_{t-j}) &= \begin{cases} \sum_{i=0}^q \delta_i & \text{para } j=0 \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases} & (2) \end{aligned}$$

$$E(X_t / \Psi_{t-1}) = 0$$

$$E(X_t^2 / \Psi_{t-1}) = \delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i V_{t-i}^2$$

Donde $\Psi_{t-1} = \{X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_0, V_{t-1}, V_{t-2}, \dots, V_0\}$ es el conjunto de información disponible hasta el período $t-1$.

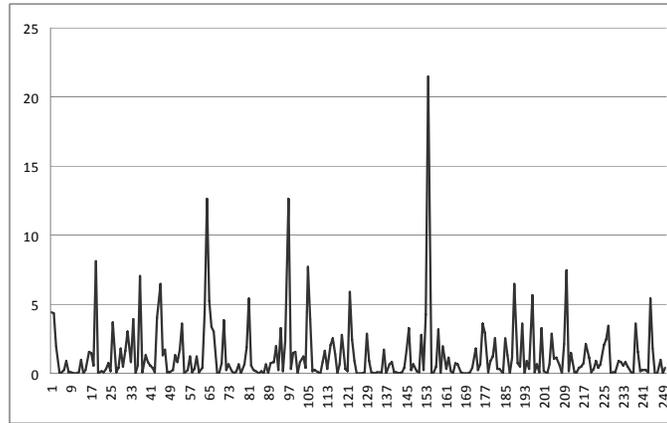
¹ Son éstas las condiciones de estacionariedad débil. La normalidad del ruido, de hecho, es prescindible.

La ecuación (2) muestra que el $NLMACH(q)$ es débilmente estacionario. Contrariamente a otras especificaciones, existen menos condiciones para la existencia de los momentos de segundo orden.² Es importante resaltar que el $NLMACH(q)$ ofrece implícitamente una distribución con colas pesadas. Su grado de curtosis es superior a tres, siempre y cuando $\delta_i, i = 1, 2, \dots, q$, sea mayor o igual a cero con al menos un δ_i estrictamente mayor que cero:

$$K = \frac{E(X_t^4)}{\sigma^4} = \frac{3\left[\delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i\right]^2 + 2\sum_{i=1}^q \delta_i^2}{\left(\delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i\right)^2} > 3 \quad (3)$$

La figura (1) muestra una simulación de dicho proceso ($q = 1$).

Figura 1: $NLMACH(1)$ Simulación: $h_t = 1 + 0.7V_{t-1}^2$



La estacionariedad en sentido estricto del proceso $NLMACH(q)$ no requiere condiciones adicionales. La existencia de todos los momentos está asegurada, bajo las ya mencionadas.

Teorema 1. Sea X_t un proceso $NLMACH(q)$, $q = 1, 2, \dots, < \infty$, que satisfaga la ecuación (1). Entonces, todos los momentos de X_t , $E(X_t^r)$ $\forall r = 1, 2, \dots$, existen.

² No obstante, no hay que olvidar las hipótesis hechas sobre V_t , así como, tampoco la condición de positividad de los parámetros.

Prueba: ver apéndice.

1.1. Invertibilidad del proceso NLMACH(q)

La invertibilidad ha sido siempre el punto débil de las medias móviles, tanto lineales como no-lineales. Prueba de la invertibilidad del proceso propuesta es que éste sí permite reconstruir el ruido blanco no observado, tal y como lo señala Granger y Terasvirta (1993).

Por otra parte, las condiciones que aseguran la invertibilidad de un proceso $MA(q)$ han sido establecidas en la literatura desde hace mucho tiempo. Manipulando la expresión del $NLMACH(q)$, se pueden establecer condiciones análogas. Partiendo de la expresión de la varianza condicional establecida en el teorema (1), podemos escribir:

$$\begin{aligned} h_t &= \delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i (V_{t-i}^2 - 1) + \sum_{i=1}^q \delta_i \\ &= \zeta + \sum_{i=1}^q \delta_i W_{t-i} \end{aligned} \quad (4)$$

donde $\zeta = \delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i$ es una constante y $W_t = V_{t-i}^2 - 1$ es un ruido no-gaussiano tal que:

$$\begin{aligned} E(W_t) &= 0 \\ E(W_t W_{t-j}) &= \begin{cases} 2 & \text{para } j=0 \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

La varianza condicional, h_t , puede ser reinterpretada como un $MA(q)$ no gaussiano, por lo que las condiciones de invertibilidad estándar aplican al caso. Esto implica que el proceso $NLMACH(q)$ es invertible si las raíces del polinomio $(1 + \delta_1 z + \delta_2 z^2 + \dots + \delta_q z^q) = 0$ están fuera del círculo unitario.

1.2 Definiendo el valor de q en un NLMACH(q)

Estimar un $NLMACH(q)$ donde $q > 1$ requiere seleccionar el número adecuado de rezagos del ruido incluidos en la especificación. De hecho, el orden de un $NLMACH(q)$ puede ser identificado mediante la función muestral de la autocorrelación cuadrática (QSAcF, por sus siglas en inglés). Las propiedades estructurales del modelo son tales que el verdadero valor de

q se refleja en la QSACF. Sin duda existen otros medios de identificar el valor de q ; pero, en este estudio, nos concentramos en la QSACF, por su simpleza.

La forma teórica de la función de autocorrelación cuadrática (QACF) es fácilmente calculable: sea x_t un proceso $NLMACH(q)$, donde $q = 1, 2, \dots$ especificado en la expresión (1); su QACF es:

$$\rho(x_t^2, x_{t-j}^2) = \begin{cases} \frac{\delta_j \sum_{i=0}^q \delta_i + \sum_{i=j+1}^q \delta_i \delta_{i-j}}{\delta_0^2 + 2\delta_0 \sum_{i=1}^q \delta_i + \left(\sum_{i=1}^q \delta_i\right)^2 + 3\sum_{i=1}^q \delta_i^2} & \text{para } j < q \\ \frac{\delta_q \left(\delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i\right)}{\left(\delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i\right)^2 + 3\sum_{i=1}^q \delta_i^2} & \text{si } j = q \\ 0 & \forall j > q \end{cases} \quad (6)$$

Cabe destacar que la QACF es suficientemente flexible como para proponer estructuras similares a las que sugieren las regularidades empíricas en finanzas. No obstante, ello exigiría un número importante de rezagos (q grande), puesto que dichas regularidades indican una memoria “no tan” corta. Existe la posibilidad de generalizar el $NLMACH(q)$ incluyendo rezagos de h_t . Esta idea, aunque prometedora, no es estudiada en el presente artículo, debido a que se está trabajando actualmente en ello.

2. Estimación de un $NLMACH(q)$

Ahora que se han presentado ya las propiedades estadísticas principales del modelo, conviene presentar evidencia inherente a la estimación. En particular, se investiga la capacidad estadística de la estimación y la capacidad predictiva del modelo. Para esto, se simula en primer término un $NLMACH(1)$ y se maximiza su función de verosimilitud, mediante un algoritmo numérico. Se ilustra el hecho de que la estimación, pese a tratarse de una función no lineal, es simple y eficaz. La estimación por Máxima Verosimilitud (MV) es sencilla, puesto que aprovecha la normalidad condicional de la varianza: $N(0, h_t^{1/2})$; $X_t / \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t^{1/2})$. Bajo condiciones estándar de regularidad, se puede evaluar la función de log-verosimilitud y optimizarla usando un algoritmo de gradiente.

Ilustramos la capacidad de estimación por MV mediante un experimento de Monte Carlo. La tabla (1) muestra los resultados de la estimación usando Procesos Generadores de Datos (DGP, por sus siglas en inglés), con distintos

valores de parámetros.³ Se calculan 1,000 réplicas para cada caso, y se transcribe el promedio de cada estimador así como su desviación estándar entre paréntesis.

Tabla 1: **Simulación de Monte Carlo: estimadores de $NLMACH(1)$;**
 $T=\{200, 500, 700\}$

Parámetros		Tamaño de muestra					
δ_0	δ_1	T=200		T=500		T=700	
		$\hat{\delta}_0$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_0$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_0$	$\hat{\delta}_1$
0.03	0.005	0.0297 (0.0039)	0.0052 (0.0034)	0.0300 (0.0023)	0.0049 (0.0023)	0.0300 (0.0022)	0.0050 (0.0020)
	0.010	0.0300 (0.0044)	0.0100 (0.0051)	0.0300 (0.0028)	0.0099 (0.0030)	0.0301 (0.0023)	0.0099 (0.0025)
	0.020	0.0299 (0.0046)	0.0200 (0.0072)	0.300 (0.029)	0.0199 (0.0044)	0.0300 (0.0024)	0.0200 (0.0038)
0.06	0.005	0.0593 (0.0074)	0.0056 (0.0051)	0.0600 (0.0049)	0.0051 (0.0033)	0.0599 (0.0041)	0.0050 (0.0029)
	0.010	0.0605 (0.0080)	0.0099 (0.0069)	0.0602 (0.050)	0.0097 (0.0044)	0.0601 (0.0045)	0.0101 (0.0038)
	0.020	0.0600 (0.0086)	0.0197 (0.0097)	0.0600 (0.0056)	0.0201 (0.0059)	0.0601 (0.0046)	0.0199 (0.0049)
0.09	0.005	0.0890 (0.0106)	0.0064 (0.0066)	0.0893 (0.0069)	0.0055 (0.0044)	0.0899 (0.0062)	0.0052 (0.0038)
	0.010	0.0897 (0.0114)	0.0106 (0.0086)	0.0905 (0.0076)	0.0097 (0.0057)	0.0901 (0.0062)	0.0100 (0.0049)
	0.020	0.0902 (0.0123)	0.0199 (0.0117)	0.0905 (0.0079)	0.0195 (0.0072)	0.0900 (0.0065)	0.0198 (0.0063)

El experimento revela que, usando un algoritmo quasi-newton estándar se obtiene una estimación consistente de los parámetros del $NLMACH(1)$. No sólo los estimadores son muy cercanos (en promedio) al verdadero valor de los parámetros, sino que también, conforme aumenta el tamaño de muestra, su varianza disminuye.

No hace falta mencionar, la gran diversidad de modelos de varianza condicional que hoy se conoce; resulta por ende fundamental comparar la propuesta de este artículo con otras especificaciones empleadas en los estudios empíricos. Estudiar esto último puede ser logrado nuevamente mediante experimentos de Monte Carlo. Para lograr los fines comparativos que se persiguen, el Monte Carlo incluye especificaciones de varianza condicional muy socorridas, $ARCH(1)$, $GARCH(1,1)$, $ARCH-t(1)$. Se simulan los cuatro procesos y se estiman a su vez las cuatro especificaciones.

³ Los parámetros escogidos para simular el proceso $NLMACH(1)$ son cercanos a los obtenidos en la aplicación empírica de la sección siguiente. También se efectuaron estimaciones de un $NLMACH(2)$ con datos que corresponden a dicho proceso. Los resultados son similares y por razones de espacio se decidió no incluir estos resultados, aunque están disponibles mediante solicitud a los autores.

Existen entonces cuatro estimaciones basadas en una especificación correcta y doce estimaciones basadas en una especificación incorrecta (estimar un $NLMACH(1)$ sobre una serie generada mediante un $GARCH(1,1)$, por ejemplo). En todos los casos se reportan dos criterios de selección de especificación, el de Akaike (AIC) y el Bayesiano (BIC) así como la log-verosimilitud maximizada. Este ejercicio se realiza para tres tamaños de muestra distintos, $T = 200$, $T = 500$ y $T = 700$. El experimento se repite 10,000 veces y, con base en las replicaciones, se promedian los cálculos antes mencionados. Las tablas (2a), (2b) y (2c) resumen los resultados obtenidos (la especificación estimada que optimiza cada criterio, muestra realizado en negro el valor numérico correspondiente).

Tabla 2a: Simulación y estimación de los procesos $NLMACH(1)$, $ARCH(1)$, $GARCH(1,1)$ y $ARCH-t(1)$

Mod. Estimado		Tamaño de Muestra, T=200			
		NLMACH	ARCH	GARCH	ARCH-t
DGP	AIC	-722.93	153.47	155.00	142.51
	BIC	-716.35	160.06	164.88	152.39
	Log-Ver.	-243.59	-254.56	-254.58	-253.13
ARCH	AIC	-248.20	-364.22	-308.04	-361.30
	BIC	-241.61	-357.63	-298.16	-351.42
	Log-Ver	-376.81	-376.53	-376.31	-376.35
GARCH	AIC	-95.09	-87.52	-130.77	-85.25
	BIC	-88.50	-80.93	-120.89	-75.37
	Log-Ver	-427.76	-427.23	-426.57	-427.05
ARCH-t	AIC	219.23	-209.33	-173.63	-240.90
	BIC	225.82	-202.75	-163.75	-231.02
	Log-Ver	-364.73	-364.59	-364.28	-356.42

Tabla 2b: Simulación y estimación de los procesos NLMACH(1), ARCH(1), GARCH(1,1) y ARCH-t(1)

Tamaño de Muestra, T=500					
DGP	Mod. Estimado	NLMACH	ARCH	GARCH	ARCH-t
NLMACH	AIC	-2241.2	498.0	500.5	462.6
	BIC	-2232.8	506.5	513.2	475.2
	Log-Ver	-611.85	-639.61	-639.60	-636.34
ARCH	AIC	-752.5	-1413.2	-1274.0	-1407.4
	BIC	-744.1	-1404.7	-1261.3	-1394.7
	Log-Ver	-946.41	-945.59	-945.36	-945.41
GARCH	AIC	-318.55	-453.80	-721.66	-450.17
	BIC	-310.12	-445.38	-709.02	-437.53
	Log-Ver	-1074.6	-1073.5	-1072.0	-1073.3
ARCH-t	AIC	-555.6	-830.7	-743.5	-1014.5
	BIC	-564.0	-822.3	-730.8	-1001.8
	Log-Ver	-916.52	-916.22	-915.70	-864.19

Tabla 2c: Simulación y estimación de los procesos NLMACH(1), ARCH(1), GARCH(1,1) y ARCH-t(1)

Tamaño de Muestra, T=700					
DGP	Mod. Estimado	NLMACH	ARCH	GARCH	ARCH-t
NLMACH	AIC	-3373.4	732.5	733.0	677.8
	BIC	-3364.3	741.6	746.6	691.5
	Log-Ver	-857.88	-897.01	-897.02	-892.68
ARCH	AIC	-1101.2	-2175.2	-1996.2	-2164.2
	BIC	-1092.1	-2166.1	-1982.5	-2150.6
	Log-Ver	-1325.1	-1323.9	-1323.7	-1323.6
GARCH	AIC	-462.0	-707.2	-1216.2	-705.2
	BIC	-452.9	-698.1	-1202.6	-691.6
	Log-Ver	-1506.1	-1504.6	-1502.6	-1504.3
ARCH-t	AIC	-788.3	-1406.6	-1230.2	-1596.9
	BIC	-797.4	-1397.5	-1216.6	-1583.3
	Log-Ver	-1284.8	-1284.2	-1283.6	-1254.0

Como sería de esperarse, el ajuste de las especificaciones es mejor lógicamente cuando el DGP de base corresponde a su propia especificación. Lo anterior queda manifiesto al estudiar los criterios de selección de especificaciones. De forma interesante, se muestra que tales criterios (tanto el AIC y el BIC) cumplen adecuadamente esta función. Con base en ellos y de acuerdo a este experimento de Monte Carlo, es posible escoger la

especificación que corresponde al proceso que generó los datos. Lo anterior es cierto para todos los tamaños de muestra estudiados.

Por otra parte, la log-verosimilitud no proporciona muchos elementos para distinguir entre especificaciones. Sólo en el caso de los datos generados con base en un $NLMACH(1)$ así como en un $ARCH-t(1)$ es posible ver una diferencia considerable en la log-verosimilitud maximizada; dicha diferencia se mantiene en todos los tamaños de muestra estudiados. Ello indica que sería factible distinguir dichas especificaciones del $ARCH(1)$ así como del $GARCH(1,1)$, pero no a la inversa. En otras palabras, con base en este criterio, y siendo los datos generados por un $ARCH(1)$ o bien por un $GARCH(1,1)$, no podrían distinguirse las estimaciones de éstos, de las de un $NLMACH(1)$ o un $ARCH-t(1)$. Este patrón no parece cambiar conforme aumenta el tamaño de la muestra.

Todo esto deja intuir que la utilización del $NLMACH$ podría revelarse útil para aplicaciones empíricas.⁴ Los resultados de este experimento de Monte Carlo permiten pensar que el tipo de volatilidad condicional, capturado por el modelo propuesto, posee una naturaleza distinta a la de los modelos autorregresivos. Esto queda manifiesto específicamente en lo que indican los criterios de selección de modelos, el AIC y el BIC.

3. Ejercicio empírico: tipos de cambio y certificados bursátiles

Para poder evaluar el desempeño del $NLMACH(1)$ con datos empíricos utilizamos información del mercado de divisas internacional y datos sobre las emisiones bursátiles de algunas entidades federativas en México. Se estima el $NLMACH(1)$, debido a la propiedad que tienen para generar colas pesadas de manera natural, y se compara con diversas propuestas: un $ARCH(1)$, un $ARCH(1)$ con ruido extraído de una distribución t [$ARCH-t(1)$] y con el modelo más popular, en esta clase: el modelo $GARCH(1,1)$ de Bollerslev (1986). Los datos para el tipo de cambio corresponden a ocho monedas duras, y su rendimiento logarítmico diario va desde el 2 enero de 1991 hasta el 29 de diciembre de 1995.⁵ Los rendimientos se calculan aplicando la primera diferencia del logaritmo de las cotizaciones spot (1,303 observaciones para cada moneda). En particular, las monedas estudiadas son el dólar australiano (AUS), la libra esterlina (GBR), el dólar canadiense (CAN), el florín holandés (NLG), el franco francés

⁴ Es importante señalar que lo anterior se infiere de un experimento de Monte Carlo. No tiene carácter definitivo sino que arroja evidencia sobre un caso particular.

⁵ Tales series han sido exhaustivamente estudiadas por Franses and Van Dijk (2000) para el período que se indica, y pueden encontrarse en la página de web del autor.

(FRA), el marco alemán (DEU), el yen japonés (JPY) y el franco suizo (CHF). En lo que concierne a los certificados bursátiles (CBs) se usan muestras provistas por la Bolsa Mexicana de Valores, para distintos emisores en varios periodos. Para el cálculo de los rendimientos logarítmicos diarios se usan los CBs, emitidos por: el estado de Chihuahua en el año 2002 (CHIHCB02), el Chihuahua ‘udizado’ (CHIHCB02U), el estado de Hidalgo serie 1 y 2 de 2003 (EDOHGO03 y EDOHGO032, respectivamente), el estado de Sinaloa (EDOSIN04U) y el gobierno del Distrito Federal en el año 2003 (GDFCB03). La tabla (3) muestra la estadística descriptiva de estas series:

Tabla 3: Estadística Descriptiva: Tipo de Cambio y Certificados Bursátiles

	Media	Mediana	Dev. Est.	Mínimo	Máximo	Curtosis	Obs.
Tipos de Cambio							
AUS	0.001300	-0.011700	0.199700	-0.695400	0.852700	1.681100	1302
GBR	0.007500	-0.007900	0.290600	-1.254800	1.427100	2.550600	1302
CAN	0.005500	0.003300	0.121300	-0.704000	0.591100	2.762700	1302
NLG	-0.001600	-0.008300	0.317900	-1.258100	1.306000	1.617300	1302
FRA	-0.001200	-0.001900	0.300400	-1.173400	1.151900	1.676100	1302
DEU	-0.001300	-0.011500	0.319000	-1.257800	1.347600	1.686500	1302
JPY	-0.008800	-0.008700	0.282800	-1.472700	1.401400	3.376100	1302
CHF	-0.003000	0.000000	0.347000	-1.693300	1.351700	1.581700	1302
Certificados Bursátiles^b							
CHIHCB02	0.000032	0.000043	0.001367	-0.016192	0.023090	125.7145	969
CHIHCB2U	0.000031	0.000043	0.001190	-0.016192	0.009627	78.9173	969
EDOHGO03	0.000011	-0.000004	0.000206	-0.001032	0.003653	139.3142	767
EDOHGO032	0.000009	-0.000002	0.000214	-0.000231	0.005597	615.0892	767
EDOSIN04U	0.000075	0.000081	0.000895	-0.008464	0.003847	17.4581	697
GDFCB03	0.000004	-0.000004	0.000110	-0.000751	0.000951	15.0229	728

^aDólar Australiano (AUS); Libra Esterlina (GBR), Dólar Canadiense (CAN), Florín Holandés (NLG), Franco Francés (FRA), Marco Alemán (DM), Yen Japonés (JPY) y Franco Suizo (CHF). ^bCertificados Bursátiles emitidos por Chihuahua en el año 2002 (CHIHCB02), Chihuahua “udizado” (CHIHCB02U), Estado de Hidalgo, serie 1 y 2 de 2003 (EDOHGO03 y EDOHGO032 respectivamente), Estado de Sinaloa (EDOSIN04U) y Gobierno del Distrito Federal en el año 2003 (GDFCB03).

Una de las características de interés derivadas de esta tabla es que las series de tiempo correspondientes a los certificados bursátiles, en contraste con los tipos de cambio, muestran una curtosis muy alta. Ello sugiere que la distribución de los rendimientos de estos bonos exhibe colas pesadas.

Un primer ejercicio de estimación se presenta en las tablas (4) y (5) siguientes, donde se examina el caso de los tipos de cambio. Se estudiaron distintos órdenes para cada proceso de acuerdo al Criterio de Información de

Akaike (AIC) y al Criterio de Información Bayesiana (BIC). Sin embargo el $NLMACH(1)$ fue preferido en la mayoría de las aplicaciones, con el fin último de capturar la propiedad de colas anchas que se derivan del $NLMACH(1)$ y de mantener la consistencia con el ejercicio de simulación (ver sección 2 y 3, respectivamente). El algoritmo de optimización empleado es BFGS⁶ y el código de programación está escrito en RATS. Usando errores estándar robustos se observa que, con la excepción de la constante, todos los demás parámetros son altamente significativos. No obstante la baja curtosis en los tipos de cambio, es curioso observar que el parámetro de forma resulta significativo y mayor a tres, capturando el fenómeno de colas pesadas reportado en otras secciones.

Este primer ejercicio considera la totalidad de las observaciones y compara el $NLMACH(1)$ con el $ARCH(1)$, el $ARCH(1)-t$ y el $GARCH(1,1)$. Los criterios AIC y BIC proveen evidencia mixta. Es decir, de acuerdo con dichos criterios, el $NLMACH(1)$ tiene un mejor ajuste que el $ARCH(1)$ para el franco suizo, el yen japonés, el dólar canadiense y la libra esterlina. Cuando se comparan el $NLMACH(1)$ y el $GARCH(1,1)$, entonces, de acuerdo con el AIC y el BIC, el $NLMACH(1)$ se prefiere en todos los casos.

⁶ BFGS corresponde al método de optimización desarrollado por Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno en distintos trabajos; algoritmo quasi-newton estándar, consistente con el empleado en las simulaciones.

Tabla 4: Ajuste del modelo para el Florín Holandés (NLG), Franco Suizo (CHF), Franco Francés (FRA) y Marco Alemán (DEU)

	JPY				CAN				GBR				AUS			
	NLMACH	ARCH	GARCH	ARCH ₄	NLMACH	ARCH	GARCH	ARCH ₄	NLMACH	ARCH	GARCH	ARCH ₄	NLMACH	ARCH	GARCH	ARCH ₄
Coeficientes estimados																
C	-0.0065	-0.0062	-0.0098	-0.0046	-0.0059	0.0059	0.0025	0.0029	0.0026	0.002	-0.0015	-0.0041	-0.0003	-0.0001	-0.0011	-0.0061
δ_0	(0.0073) ^a	-0.0076	-0.008	-0.0065	-0.0032	-0.00310	-0.0032	-0.0029	(0.0078) ^b	-0.0076	-0.0069	-0.0066	-0.005	-0.0056	-0.0055	-0.005
	0.0702 [*]	0.0693 [*]	0.0020 [*]	0.0347 [*]	0.0123 [*]	0.0119 [*]	0.001 [*]	0.0067 [*]	0.0701 [*]	0.0672 [*]	0.0008 [*]	0.0329 [*]	0.0367 [*]	0.0367 [*]	0.0025 [*]	0.0206 [*]
	-0.0022	-0.0018	-0.0014	-0.002	-0.0004	-0.0001	-0.0004	-0.0022	-0.0022	-0.0019	-0.0005	-0.002	-0.0012	-0.0011	-0.0023	-0.0011
δ_1	0.0089 [*]	0.1286 [*]	0.0484 [*]	0.0751 [*]	0.0024 [*]	0.1992 [*]	0.0517 [*]	0.1178 [*]	0.0144 [*]	0.2138 [*]	0.0507 [*]	0.1490 [*]	0.0032 [*]	0.0813 [*]	0.0595 [*]	0.0723 [*]
	-0.0021	-0.0212	-0.0164	-0.0219	-0.0004	-0.0252	-0.0152	-0.0281	-0.0025	-0.0294	-0.0143	-0.0321	-0.0014	-0.0028	-0.0355	-0.0239
δ_2	-	-	0.251 [*]	-	-	-	-	-	-	-	0.9403 [*]	-	-	-	0.8794 [*]	-
	-	-	-0.0279	-	-	-	-	-	-	-	-0.0187	-	-	-	-0.0903	-
V ^b	-	-	-	3.8234 [*]	-	-	-	4.3438 [*]	-	-	-	3.8423 [*]	-	-	-	4.4480 [*]
	-	-	-	-0.3451	-	-	-	-0.4418	-	-	-	-0.3606	-	-	-	-0.4853
Criterios de decisión																
L(θ) ^c	1005.55	1006.56	1045.43	616.82	2100.63	2102.25	2139.88	451.57	975.2	979.79	1052.46	655.3	1441.2	1441.02	1457.7	219.87
AIC ^d	8944.88	8946.19	8997.17	8319.99	8897.44	8897.44	9233.38	7912.92	8905.26	8911.33	9005.84	8993	9410.28	9410.13	9427.01	6981.21
BIC ^e	8960.38	8961.68	9017.83	8335.65	9912.94	9912.94	9944.04	7933.55	8920.76	8926.83	9026.5	8413.89	9425.78	9425.62	9447.67	7001.87

*, ** denotan significancia estadística al 1% y 10%, respectivamente. ^aErrores estándar robustos entre paréntesis. ^bParámetro de forma. ^cValor de la verosimilitud optimizada. ^dCriterio de Información de Akaike. ^eCriterio de Información Bayesiana.

Tabla 5: Ajuste del modelo para el Yen Japonés (JPY), Dólar Canadiense (CAN), Libra Esterlina (GBR) y Dólar Australiano (AUS)

	T=200			T=500			T=700					
	NLMACH	ARCH	GARCH	NLMACH	ARCH	GARCH	NLMACH	ARCH	GARCH			
NLG												
L()	48.9	128.14	nd	128.42	188.94	389.68	Nd	400.90	174.25	552.06	nd	569.58
AIC	784.50	981.48	nd	983.91	2632.23	2994.63	Nd	3010.85	3637.18	4431.88	nd	4485.77
BIC	784.41	991.39	nd	997.12	2644.88	3007.28	Nd	3027.72	3623.52	4445.54	nd	4471.98
CHF												
L()	21.92	1007.78	nd	101.10	124.61	323.88	Nd	334.31	174.25	454.52	nd	468.34
AIC	636.57	933.21	nd	935.83	2423.43	2901.96	Nd	2919.85	3623.52	4295.59	nd	4318.59
BIC	636.48	943.12	nd	949.04	2436.08	2914.61	Nd	2936.72	3637.18	4309.25	nd	4336.80
FRA												
L()	65.33	145.24	nd	146.13	234.29	433.66	Nd	434.04	329.23	608.81	nd	620.86
AIC	846.12	1006.65	nd	1009.89	2739.73	3048.21	Nd	3050.63	4069.63	4500.47	nd	4516.21
BIC	856.03	1006.56	nd	1023.10	2752.38	3060.86	Nd	3067.50	4083.28	4514.13	nd	4534.42
DEU												
L()	49.51	129.26	nd	131.13	189.50	389.65	Nd	397.44	277.06	552.79	nd	565.78
AIC	790.35	983.23	nd	988.11	2633.44	2994.59	Nd	3006.50	3935.83	4432.80	nd	4452.32
BIC	800.26	993.14	nd	1001.32	2646.09	3007.24	Nd	3023.37	3949.49	4446.46	nd	4470.53
JPY												
L()	16.72	963.55	nd	103.59	1466.18	346.93	Nd	348.14	202.59	483.72	nd	510.90
AIC	572.12	924.16	nd	940.73	2803.41	2936.41	Nd	2940.15	3729.14	4339.23	nd	4379.56
BIC	582.03	934.07	nd	953.94	2516.66	2949.06	Nd	2957.02	3742.80	4352.89	nd	4397.77
CDL												
L()	224.50	304.99	126.75	305.05	578.60	304.99	338.73	779.82	805.82	1086.52	465.31	1087.81
AIC	1094.19	1155.78	981.29	1157.82	3192.67	1155.78	2926.43	3344.19	4696.99	4906.51	4314.03	4909.34
BIC	1104.1	1165.69	994.50	1171.03	3205.32	1165.69	2943.30	3361.06	4710.65	4920.16	4332.24	4927.55

*, ** denotan significancia estadística al 1% y 10% respectivamente.

^aErrores estándar robustos entre paréntesis.

^bParámetro de forma. ^cValor de la verosimilitud optimizada. ^dCriterio de Información de Akaike. ^eCriterio de Información Bayesiana.

El interés de nuestro ejercicio empírico es explorar el desempeño del $NLMACH(1)$, un modelo parsimonioso capaz de producir colas anchas, con sus mejores alternativas. Resulta que la contraparte natural a nuestra propuesta es en realidad el modelo $ARCH(1)$, y mejor aún $ARCH(1)$ con distribución condicional t de student. Para mantener la consistencia con nuestro ejercicio de simulación, la tabla 6 compara el $NLMACH(1)$ con sus principales adversarios $-ARCH(1)$, $ARCH(1)-t$ y $GARCH(1,1)$ -para $T=\{200,500,700\}$ ⁷.

Tabla 6. **Criterios de Selección Modelos de Tipo de Cambio.**
 $T=\{200,500,700\}$

		T=200			T=500			T=700					
		NLMACH	ARCH	ARCH-t	GARCH	NLMACH	ARCH	ARCH-t	GARCH	NLMACH	ARCH	ARCH-t	GARCH
NLG	L(θ)	48.09	128.14	n.d.	128.42	188.94	389.68	n.d.	400.90	174.25	552.06	n.d.	569.58
	AIC	784.50	981.48	n.d.	983.91	2632.23	2994.63	n.d.	3010.85	3637.18	4431.88	n.d.	4455.77
	BIC	794.41	991.39	n.d.	997.12	2644.88	3007.28	n.d.	3027.72	3623.52	4445.54	n.d.	4473.98
CHF	L(θ)	21.92	100.78	n.d.	101.10	124.61	323.88	n.d.	334.31	174.25	454.52	n.d.	468.34
	AIC	626.57	933.21	n.d.	935.83	2423.43	2901.96	n.d.	2919.85	3623.52	4295.59	n.d.	4318.59
	BIC	636.48	943.12	n.d.	949.04	2436.08	2914.61	n.d.	2936.72	3637.18	4309.25	n.d.	4336.80
FRA	L(θ)	65.33	145.24	n.d.	146.13	234.29	433.66	n.d.	434.04	329.23	608.81	n.d.	620.86
	AIC	846.12	1006.65	n.d.	1009.89	2739.73	3048.21	n.d.	3050.63	4069.63	4500.47	n.d.	4516.21
	BIC	856.03	1016.56	n.d.	1023.10	2752.38	3060.86	n.d.	3067.50	4083.28	4514.13	n.d.	4534.42
DEU	L(θ)	49.51	129.26	n.d.	131.13	189.50	389.65	n.d.	397.44	272.06	552.79	n.d.	566.78
	AIC	790.35	983.23	n.d.	988.23	2633.44	2994.59	n.d.	3006.50	3935.83	4432.80	n.d.	4452.32
	BIC	800.26	993.14	n.d.	1001.32	2646.09	3007.24	n.d.	3023.37	3949.49	4446.46	n.d.	4470.53
JPY	L(θ)	16.72	96.35	n.d.	103.59	146.18	346.93	n.d.	348.14	202.59	483.72	n.d.	510.90
	AIC	572.12	924.16	n.d.	940.73	2503.41	2936.41	n.d.	2940.15	3729.14	4339.23	n.d.	4379.56
	BIC	582.03	934.07	n.d.	953.94	2516.06	2949.06	n.d.	2957.02	3742.80	4352.89	n.d.	4397.77
CDL	L(θ)	224.50	304.99	126.75	305.05	578.60	304.99	338.73	779.82	805.82	1086.52	465.31	1087.81
	AIC	1094.19	1155.78	981.29	1157.82	3192.67	1155.78	2926.43	3344.19	4696.99	4906.51	4314.03	4909.34
	BIC	1104.10	1165.69	994.50	1171.03	3205.32	1165.69	2943.30	3361.06	4710.65	4920.16	4332.24	4927.55
GBR	L(θ)	348.20	549.25	964.15	219.08	348.20	549.25	2425.97	560.51	409.39	690.38	3304.23	719.87
	AIC	2938.29	3166.59	1389.12	1091.28	2938.29	3166.59	3912.79	3178.75	4222.28	4588.61	5688.17	4619.93
	BIC	2950.94	3179.24	1402.33	1104.49	2950.94	3179.24	3929.65	3195.62	4235.93	4602.27	5706.38	4638.14
AUS	L(θ)	135.24	215.80	39.30	215.83	359.90	560.28	117.89	562.16	461.77	742.32	120.87	746.27
	AIC	992.12	1086.24	745.94	1088.28	2955.04	3176.55	2397.65	3180.23	4306.99	4639.46	3369.09	4645.17
	BIC	1002.03	1096.15	759.15	1101.49	2967.69	3189.20	2414.52	3197.10	4320.65	4653.11	3387.30	4663.38

Notas: Todos los modelos considerados son de primer orden. Para una definición de los criterios y monedas bajo examen, ver tablas 4 y 5; n. d.: modelos sin convergencia satisfactoria.

Tomando como criterios de decisión el AIC y el BIC⁸, se observa que: mientras para muestras pequeñas (i.e., $T=200$), la evidencia es mixta; para

⁷ Las muestras contienen las últimas 200, 500 y 700 observaciones de cada serie respectivamente. Note que para el caso de Sinaloa se contó con 697 observaciones por lo que para $T=700$ se incluyó la totalidad de las observaciones.

⁸ Los dos criterios de bondad ajuste tienen ventajas aunque el criterio de Schwartz tiene una mayor penalización por grados de libertad perdidos [ver Greene (2008)]. La función de verosimilitud maximizada como criterio de selección puede arrojar elecciones que no ponderan el número de observaciones y estimaciones, respectivamente.

muestras medianas y grandes (i.e., $T=500$ y $T=700$), el modelo $NLMACH(1)$ es claramente preferido sobre otras especificaciones, en las primeras cinco monedas de nuestra tabla 6 (ver NLG, CHF, FRA, DEU y JPY);⁹ sin embargo, para la libra esterlina, el $NLMACH(1)$ es superior a otros modelos, cuando $T=\{500,700\}$ -ver panel GBR y $T=\{500,700\}$, en la tabla 6.

Este resultado mixto para los tipos de cambio puede deberse a la inexistencia de colas pesadas como se había sugerido al inicio, por la curtosis de las series (tabla 3). Para explorar esta posibilidad más a fondo, la tabla siete (7) muestra los mismos criterios de selección, pero ahora para los certificados bursátiles, los cuales exhiben colas pesadas.

Con sólo algunas excepciones, se observa que el modelo $NLMACH(1)$ es ahora superior no únicamente a sus principales competidores $-ARCH$ y $ARCH(1)-t$, sino que también es preferido en general al modelo $GARCH(1,1)$ de Bollerslev (1986).¹⁰ Este resultado es alentador y sugiere que nuestra propuesta puede constituirse como una alternativa sólida para modelar algunas series financieras, en particular bonos en el mercado de capitales o series de tiempo con distribuciones que exhiban colas pesadas.

Tabla 7. Criterios de Selección Modelos de Certificados Bursátiles; $T=\{200,500,700\}$

	T=200				T=500				T=700			
	NLMACH	ARCH	ARCH-t	GARCH	NLMACH	ARCH	ARCH-t	GARCH	NLMACH	ARCH	ARCH-t	GARCH
CHIHCB2												
L(g)	247.41	343.41	460.75	462.58	583.37	878.76	992.46	908.69	877.56	1232.87	1287.08	1243.48
AIC	1113.72	1179.63	1240.71	1241.50	3186.78	3402.03	3465.00	3420.81	4756.78	4995.08	5027.25	5003.10
BIC	1123.63	1189.54	1253.92	1254.71	3209.43	3414.68	3481.86	3427.68	4770.44	5008.74	5045.46	5021.31
CHIHCB2U												
L(g)	246.86	342.16	448.34	376.72	581.65	873.46	966.39	916.33	875.74	1231.49	1274.51	1231.61
AIC	1113.27	1178.89	1235.22	1200.23	3195.30	3399.01	3451.66	3425.01	4755.32	4994.30	5020.37	4996.37
BIC	1123.18	1188.80	1248.43	1213.45	3207.95	3411.66	3468.52	3441.87	4768.98	5007.96	5038.58	5014.58
EDOHGO03												
L(g)	769.87	831.76	809.41	831.74	1747.49	1944.40	1907.91	2043.48	2372.85	2653.99	2470.99	2712.71
AIC	1349.84	1357.43	1353.96	1359.42	3746.43	3799.93	3792.44	3826.83	5454.07	5532.56	5476.66	5549.90
BIC	1359.75	1367.34	1367.17	1372.64	3759.08	3812.58	3809.30	3843.69	5467.72	5546.21	5494.87	5568.11
EDOHGO032												
L(g)	1041.34	939.52	1176.51	942.42	1378.72	1577.70	2698.00	1577.09	2040.04	2321.80	3640.76	2320.70
AIC	1402.60	1381.92	1429.13	1384.56	3627.68	3695.23	3966.03	3697.03	5348.13	5438.82	5756.16	5440.49
BIC	1412.51	1391.83	1442.34	1397.77	3640.33	3707.88	3982.90	3713.89	5361.79	5452.48	5774.37	5458.70
EDOSINO4U												
L(g)	303.68	384.96	249.60	404.91	793.19	993.88	700.39	1037.01	1058.03	1339.15	952.40	1382.41
AIC	1154.91	1202.58	1117.49	1214.74	3350.71	3463.71	3290.37	3486.99	4853.06	5017.06	4781.85	5041.18
BIC	1164.82	1212.49	1130.70	1227.95	3363.36	3476.36	3307.23	3503.86	4866.69	5030.69	4800.04	5059.36
GDFCB03												
L(g)	830.48	903.69	784.63	907.20	1896.61	2097.02	1894.76	2127.14	2591.50	3886.73	2511.51	2919.76
AIC	1357.12	1374.10	1347.71	1376.88	3787.46	3837.78	3788.97	3846.93	5515.86	5591.48	5495.88	5601.46
BIC	1367.03	1384.01	1360.92	1390.10	3800.11	3850.43	3805.84	3863.80	5529.51	5605.14	5514.09	5619.67

Notas: Todos los modelos considerados son de primer orden. Para una definición de los criterios y monedas bajo examen ver tablas 4 y 5.

⁹ Desafortunadamente, después de varios intentos de estimación, el modelo $ARCH(1)-t$ no convergió satisfactoriamente en varios casos como puede apreciarse; lo que hace difícil su comparación.

¹⁰ No se muestran resultados completos de estas estimaciones con el fin de ahorrar espacio; pero, éstos se encuentran disponibles por parte de los autores.

Conclusiones

Se ha presentado un nuevo modelo fundamentado en medias móviles no-lineales pero instrumentado para la varianza condicional. Mediante una restricción sencilla es posible sortear el típico problema de no-invertibilidad que aqueja a esta clase de procesos y facilitar su estimación por Máxima Verosimilitud. Las propiedades estadísticas del $NLMACH(q)$ son simples y a la vez atractivas para el modelaje de series financieras. Además se presentó la función de autocorrelación del proceso al cuadrado que permite hacer un ajuste preciso del $NLMACH$ al volverse factible identificar el número de rezagos a incluir en la especificación.

Los experimentos de Monte Carlo sugieren que nuestra propuesta ofrece un mejor ajuste que los modelos de la clase ARCH bajo cierto tipo de volatilidad. Lo anterior puede ser detectado mediante los criterios de información AIC y BIC. Las simulaciones muestran también que, aún siendo el $NLMACH$ una especificación incorrecta, la verosimilitud maximizada es equivalente a otras especificaciones (excepto cuando los datos son generados por un $ARCH-t$).¹¹

La nueva especificación habrá de competir con una diversidad de variantes pertenecientes a la clase ARCH. Tales competidores comparten el mismo tipo de no-linealidad mientras que el $NLMACH(q)$ ofrece una alternativa de no linealidad con la capacidad de reproducir naturalmente distribuciones de colas pesadas.

En lo que concierne a la aplicación empírica los resultados sugieren que el NLMACH es una alternativa de modelaje útil y mejor para series que exhiben colas pesadas. En general la especificación $NLMACH(1)$ es preferida a sus principales adversarios: $ARCH(1)$, $ARCH(1)-t$ y $GARCH(1,1)$.

En síntesis, la intención al presentar este nuevo modelo es rescatar a las medias móviles no-lineales para las que el interés académico ha sido marginal pese a representar, como aquí se muestra, una alternativa potencialmente útil en aplicaciones empíricas.

¹¹ No sobra recalcar que tal experimento de Monte Carlo sólo constituye evidencia particularizada, y que bajo otras circunstancias, lo dicho podría revelarse inexacto.

Referencias

- Bollerslev, T. [1986]: “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 309–28.
- Bollerslev, T., and H. Mikkelsen [1996]: “Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 74, 3–30.
- Engle, R. [1982]: “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the U.K. Inflation,” *Econometrica*, 50, 987–1008.
- Engle, R., D. Lilien, and R. Robins [1987]: “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model,” *Econometrica*, 55, 391–407.
- Franses, P., and D. van Dijk [2000]: *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge.
- Granger, C. W. [1998]: “Overview of Nonlinear Time Series Specifications in Economics,” UCSD, first draft.
- Granger, C. W., and A. Andersen [1978]: *Applied Time Series Analysis*. Academic Press, pp.25-38. Edited by David F. Findley.
- Granger, C. W., and T. Terasvirta [1993]: *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.
- Greene, W. [2008]: *Econometric Analysis*, 6th Edition. Prentice Hall.
- Guégan, D. [1994]: *Séries Chronologiques Non Linéaires à Temps Discret*. Economica.
- Nelson, D. [1991]: “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, 59, 347–70.
- Robinson, P.M. [1977]: “The Estimation of a Non Linear Moving Average Model,” *Stochastic Processes and their Applications*, 1, 81–90.
- Tong, H. [1990]: *Non-Linear Time Series: A Dynamical Approach*. Oxford Science Publications.

A. Apéndice: Estacionariedad estricta

Los momentos impares son fácilmente calculables debido a las propiedades del ruido blanco gaussiano V_t . En efecto, todos los momentos impares son iguales a cero. Sólo falta calcular los momentos pares. La fórmula general de éstos es:

$$E(X_t^{2r}) = E(V_t^{2r}) \cdot E(h_t^r) = \prod_{j=1}^r (2j-1) \cdot \left[\delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right]$$

El primer término, $\prod_{j=1}^r (2j-1)$, no tiene condiciones de existencia; en cuanto al segundo, se desarrolla

$$\begin{aligned} E(h_t^r) &= E \left[\left(\delta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^r \right] \\ &= E \left[\sum_{j=0}^r \binom{r}{j} \delta_0^{r-j} \cdot \left(\sum_{i=1}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^j \right] \\ &= \sum_{j=0}^r \binom{r}{j} \delta_0^{r-j} \cdot E \left(\sum_{i=1}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^j \end{aligned}$$

Y se infiere que $E \left(\sum_{i=1}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^j$ es la única parte que contiene elementos estocásticos. La desarrollamos por medio del binomio de Newton:

$$\begin{aligned} E \left(\sum_{i=1}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^j &= E \left[\sum_{z=0}^j \binom{j}{z} (\delta_i V_{t-i}^2)^{j-z} \cdot \left(\sum_{i=2}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^z \right] \\ &= \sum_{z=0}^j \binom{j}{z} \delta_i^{j-z} E(V_{t-i}^{2(j-z)}) \cdot E \left(\sum_{i=2}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^z \\ &= \sum_{z=0}^j \binom{j}{z} \delta_i^{j-z} \prod_{k=1}^{j-z} (2k-1) \cdot E \left(\sum_{i=2}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^z \end{aligned}$$

Esto último indica que sólo hay que preocuparse de un elemento, $E \left(\sum_{i=2}^q \delta_i V_{t-i}^2 \right)^z$. La suma pierde dicho elemento y ahora corre únicamente de $i=2$ a q . Repitiendo el procedimiento (es decir, aplicando sobre lo restante el binomio de Newton) es posible eliminar uno a uno los elementos de la suma hasta quedarnos con uno solo:

$$E \left(\delta_q V_{t-q}^2 \right)^s = \delta_q^s \cdot \prod_{l=1}^s (2l-1)$$

Al haber “eliminado” todas las esperanzas de la expresión, descubrimos que no existen condiciones, excepto las impuestas al ruido V_t , así como las de positividad sobre el conjunto de parámetros para garantizar la existencia de momentos pares superiores.

Crisis sociales y singularidades
Los fundamentos microeconómicos de las crisis sociales

Elvio Accinelli Gamba¹
Leobardo Plata Pérez²

Fecha de Recepción: 6 III 2008

Fecha de aceptación: 6 X 2008

Resumen

El propósito de este trabajo es mostrar la íntima relación que existe entre el bienestar y la eficiencia. Las asignaciones eficientes se corresponden de manera única con las distribuciones de pesos relativos de los agentes y, en conjunto, determinan una forma de medir el bienestar social asociado al total de recursos existentes en la economía. Se introduce una variedad diferencial, a la que llamaremos camino de Negishi, la cual resume la eficiencia y el bienestar posible para una economía, dados sus recursos totales y sus funciones de utilidad. Veremos que bajo una forma descentralizada, sólo es posible alcanzar algunos niveles de bienestar y no todos los posibles para esa economía, si se considera la totalidad de sus recursos.

Analizaremos la relación existente entre las llamadas economías singulares y las crisis sociales, en especial, aquéllas que han vivido los países emergentes y particularmente, haremos referencia a México y a Uruguay. Estudiaremos también, de una manera formalizada y en el marco de la teoría del equilibrio general, cómo es que bajo determinadas condiciones, la política fiscal puede introducir cambios en el corto plazo que afectan irreversiblemente a la sociedad, tanto a corto como largo plazo. Así mismo, investigaremos la posibilidad del surgimiento de cambios drásticos, resultado de políticas fiscales o arancelarias gradualistas, y que se presentan como imposibles de prever e irreversibles para la estructura social. Es decir, analizaremos la posibilidad de la aparición de crisis económicas y sociales en forma inesperada y abrupta, como respuesta a cambios graduales que sin embargo, permanecen todavía bajo los designios de una autoridad central benevolente.

¹ Universidad Autónoma de San Luis Potosí. Facultad de Economía. Correo elvio.accinelli@eco.uaslp.mx

² Universidad Autónoma de San Luis Potosí. Facultad de Economía. Correo lplata@uaslp.mx

Los autores agradecen el apoyo del Proyecto Conacyt de Ciencia Básica 46208 y el apoyo del fondo FAI de la UASLP.

De lo anterior, se infiere que la aparición de crisis sociales está más relacionada con la distribución de las dotaciones iniciales, que con la riqueza total existente en la economía. Finalmente, introducimos en el marco del equilibrio general, los conceptos de economías desarrolladas y subdesarrolladas. Aquí, el método de Negishi será como Virgilio, un guía en el infierno de las crisis sociales.

Palabras clave: *Pesos sociales y eficiencia, crisis sociales, economías singulares y regulares, método de Negishi.*

Abstract

In this paper we show the strong relation existing between efficiency and social welfare. We introduce the concept of Negishi path, a differentiable manifold that shows the relation between distributions of social weights and efficient allocations. We show that it is possible to assign to each efficient allocation a certain level of social welfare, and that given the total resources of an economy and the utilities of its agents, there exists a maximal level possible of social welfare for this economy. This level will be called the Negishi number and it is independent of the distribution of the total resources. We analyze also, the strong relation existing between social crisis and distribution of the initial resources, with this object we introduce the concept of singular economies, and we show that, for these economies small changes in the endowments imply big and unpredictable social changes in the social structure and in the level of social welfare. Finally we introduce in the framework of the General Equilibrium Theory, a definition of developed and underdeveloped economies. Our guide in this trip will be the Negishi approach.

Keywords: *Social weights and efficiency, social crisis, regular and singular economies, Negishi approach.*

JEL classification: D50, D63, O12.

Introducción

*“Alla paura di Dante risponde Virgilio,
assicurando d'aver già fatto quel viaggio.”*

El objetivo de nuestro trabajo, enmarcado en la teoría del equilibrio general, es mostrar cómo las crisis sociales, en un sentido amplio, están íntimamente relacionadas con la existencia de las llamadas economías singulares. Precisamente, son singulares aquellas economías que responden modificando fuertemente sus características más importantes cuando sus fundamentos son perturbados, aunque estas perturbaciones sean pequeñas o no sustanciales.

De modo que explicaremos las crisis sociales, como resultado de perturbaciones en los fundamentos económicos de determinado tipo de economías. Las perturbaciones en los gustos de las personas, la aplicación de nuevos impuestos, la ampliación de la oferta monetaria, así como todos aquellos cambios que impliquen una redistribución de los recursos existentes o una variación en la demanda de los agentes, aun en pequeña escala o como parte de una política económica gradualista, pueden ser responsables de cambios importantes e inesperados en el comportamiento social.

El caso de Uruguay, luego de 1968, es paradigmático. En este país, los docentes para la enseñanza primaria y la secundaria gozaban de un alto reconocimiento social, acompañado de altos salarios, comparativamente con el resto de la población y en términos relativos, quizá también en el nivel mundial; además, debe considerarse que en su gran mayoría, estos docentes pertenecían a escuelas públicas y conformaban uno de los grupos sociales más importante, en tanto que generadores de opinión. Los sucesivos cambios en la distribución del ingreso que el país sufre a partir de 1968, afectan principalmente a este sector que ve disminuidos sus ingresos. Y, no parece desacertado decir que si alguien pagó por los cambios económicos en Uruguay fueron precisamente los docentes.

Consecuentemente, el sector pasa a tener menor consideración social y a jugar un rol cada vez menos importante como formador de opinión, papel que pasan a jugar otros sectores sociales. Tan abrupto y marcante ha sido este cambio económico y su repercusión social, que uno de los reclamos actuales más importantes de este grupo social, a casi 40 años de los hechos, es recuperar el nivel salarial de 1968. Esto presupondría en principio recuperar el papel protagónico perdido; no obstante, esta posibilidad es discutible dadas las características del Uruguay actual, bastante lejanas de las de 1968.

El camino transitado es, independientemente de si bueno o malo, irreversible. A partir de esta fecha, la educación en general pasa a tener un rol menor como fuente de prestigio social y, en lo general, la población busca otras opciones para alcanzarlo. A efecto de centrar la atención en los temas que sabemos relevantes para comprender las crisis económicas, nos remitimos al estudio de las consecuencias de cambios en la distribución inicial de la riqueza, como resultado de políticas económicas diversas, considerando que las utilidades que representan los gustos de los agentes, están fijas. Veremos también los cambios posibles en el bienestar social agregado, como consecuencia de cambios en las asignaciones eficientes posibles para una economía, dados sus recursos y funciones de utilidad. Para analizar dicha relación introduciremos el concepto de camino de Negishi.

Como se dijo al inicio, el marco general dentro del que se desarrolla nuestro trabajo es el de la teoría del Equilibrio General, por lo que cuando hablamos de los fundamentos de la economía, nos referimos al conjunto de funciones de utilidad y la riqueza inicial de que disponen los agentes económicos y que intercambian en el mercado, buscando maximizar sus funciones de utilidad respectivas, restringidos a un subconjunto del conjunto de bienes, definido por sus respectivas riquezas iniciales o ingresos.

Es este enfoque el que diferencia sustancialmente a nuestro trabajo de otros referidos al tema de las crisis, ya que partimos de los fundamentos de la economía y mostramos los cambios en ellos como responsables de los cambios sociales. Nuestro enfoque centra la atención en la distribución inicial de la riqueza como fuente de posibles conflictos sociales; en este sentido, pueden citarse como antecedentes los trabajos de Dasgupta, P.; Ray, D. (1986) y Dasgupta, P.; Ray, D. (1987), que establecen una relación directa entre la distribución de la riqueza y bienestar social.

La posibilidad de la aparición de crisis económicas y sociales, como resultado de modificaciones en los fundamentos o base de la economía, no significa que no deban llevarse a cabo reformas, o que la intervención de la autoridad central no pueda imponer cambios -a veces positivos y necesarios en el corto plazo- en la economía; tales como, bajar el desempleo, disminuir las tasas de inflación o las propuestas [Dasgupta, P.; Ray, D. (1987)], también dentro del marco de un modelo de equilibrio general. Por el contrario, veremos que en la mayoría de los casos, estos cambios en los fundamentos económicos no provocan alteraciones mayores en el funcionamiento de las economías; los equilibrios no se modifican, no sustancialmente, ni en número ni en calidad.

No obstante, debemos estar alertas ante la posibilidad de cambios abruptos e inesperados como resultado de políticas reformistas o gradualistas; cambios que pueden aparecer cuando la economía pertenece al

grupo de las llamadas singulares. Veremos también que aunque sea lamentable, por lo general es en los países más urgidos de reformas fiscales e impositivas, donde la posibilidad de resultados inesperados por la aplicación de este tipo de modificaciones es más alta; consecuentemente, es en donde el planificador central debe estar más atento ante los efectos de su acción.

Para muchos macroeconomistas, entre ellos Dorbusch, Fischer y Startz (1998), la ampliación de la base monetaria en el corto plazo puede dar lugar a una disminución del desempleo, la política fiscal puede expandir la demanda e igualmente presionar los salarios al alza, una expansión fiscal aumenta los tipos de interés y las reacciones son consecuentes. Más allá del resultado final de estas medidas, ellas suponen cambios en la distribución de la riqueza, al menos en el corto plazo, lo que influye en el comportamiento de los agentes económicos y por lo tanto, en el colectivo de la economía.

Más allá de consideraciones adicionales sobre las verdaderas consecuencias de estas medidas, los resultados de este tipo de políticas centrales podrán ser los esperados, si la economía es regular. Afortunadamente esto sucede así, la mayoría de las veces. Modificaciones en los impuestos o en la oferta monetaria sólo afectan parcial o temporalmente a la economía, sin que ello signifique un cambio abrupto e inesperado. Pero una autoridad central enfrentada con una economía singular, urgida por reformas tendientes a lograr un mejor desempeño de la economía, puede, en el momento de llevarlas a la práctica, aún sin quererlo, abrir la puerta a cambios inesperados en todos los órdenes de la sociedad. En este caso, los cambios afectarán ya no sólo a los sectores involucrados directamente, sino en general a la sociedad en su conjunto. La vuelta a la situación anterior se hace imposible mediante cambios pequeños en sentido opuesto.

¿Cómo relacionar cambios en la distribución inicial de la riqueza con cambios en el comportamiento de los diferentes grupos que componen la sociedad? El llamado método de Negishi relaciona el comportamiento social de los grupos económicos con las principales características estructurales del sistema económico vigente y, más todavía, los cambios en la estructura económica con los cambios sociales (Negishi, 1960). Este autor propone seleccionar asignaciones eficientes maximizando una función de bienestar social utilitarista, donde cada individuo aparece en la suma utilitarista ponderado por alguna constante positiva. Estas constantes pueden ser tomadas sin pérdida de generalidad en un conjunto simplex, de este modo el vector de constantes pueden ser interpretado como una distribución o estructura de pesos sociales.

En este trabajo, se parte de la propuesta de Negishi y la explotamos a fondo, habiendo encontrado en ella nuevos e interesantes resultados en el

marco del modelo de equilibrio general. Lo esencial del método es que podemos relacionar las asignaciones eficientes con las distribuciones de pesos sociales de manera biunívoca. Esto a su vez permite analizar los pesos sociales asociados con equilibrios walrasianos de la economía. Esta caracterización nos lleva a relacionar los cambios en fundamentos como la distribución de la riqueza, con los cambios en la distribución de pesos sociales y el bienestar máximo posible para una determinada economía. Podemos evaluar y de alguna forma medir el impacto en la sociedad, medido en términos de bienestar económico, de las políticas económicas redistributivas.

La riqueza del método está en que permite mostrar cómo repercuten ya no sólo en el sistema económico sino en la sociedad en su conjunto, modificaciones realizadas por los responsables de la política económica, que afectan en principio, directa y solamente a algunos sectores o agentes individuales de la economía. Muestra que en general, pequeños cambios producidos por la política económica en la base de la economía no conllevan en general grandes cambios sociales, dicho esto más allá de que sean buenos o malos; no obstante, muestra también que en algunos casos, estos cambios pequeños que afectan a algunos individuos repercutirán rápidamente en toda la sociedad, haciendo que ésta responda con modificaciones en el comportamiento social del conjunto de los individuos o sectores sociales, en forma totalmente inesperada, abrupta e impredecible.

La no predicción es acá un fenómeno estructural, que no se ocasiona en la falta de información ni en errores en la medida de los parámetros. Se trata de una imposibilidad estructural propia del modelo. Esta imposibilidad de predicción está estructuralmente relacionada con la posibilidad de cambios críticos en la estructura social. Veremos que existe un conjunto de economías, equivalentes a un conjunto de distribuciones iniciales de la riqueza que pueden definirse como las antesalas de las crisis económicas y sociales. Precisamente es de las características de la distribución de la riqueza de una sociedad, más que de su cantidad, de lo que depende la aparición de crisis sociales importantes.

Finalmente, veremos que las economías con un alto nivel de bienestar, con distribuciones de recursos cuyas cestas de recursos también son -con relevante proximidad- igualmente satisfactorias para todos los sectores sociales, tienen menor probabilidad de ser economías singulares o críticas. Esta es la principal contribución de este trabajo, la que aparecerá resumida en los llamados teoremas de la estabilidad y de la inestabilidad, así como en la definición de economía desarrollada.

En la sección dedicada a las economías desarrolladas, ensayaremos una primera definición posible de *economía desarrollada* en el marco de la teoría del equilibrio general, relacionando bienestar posible, estabilidad y eficiencia. Creemos que esta definición no exista aún en la poderosa teoría de Arrow-Debreu, que es precisamente la que sustenta todo nuestro trabajo, por lo que puede ser un modesto aporte.

Finalmente, ofrecemos una justificación más para la pregunta de por qué seguir el método de Negishi. El marco teórico que en este trabajo utilizamos es el de la teoría del equilibrio general. Como se sabe, esta teoría es muy exigente dado su rigor lógico deductivo. A partir de un marco de conjuntos y axiomas estándar de carácter microeconómico, se define una economía pretendiendo entender y construir su funcionamiento macroeconómico. Entendemos que la teoría es válida por cuanto con rigor describe fenómenos propios de la realidad económica.

La metodología que usamos permite extender las conclusiones de este análisis a casos más generales de los que acá trataremos, por ejemplo podemos considerar economías con bienes contingentes, opciones, seguros, en general con mercados futuros e incertidumbre. El enfoque de Negishi, permite unir dos enfoques diferentes de la teoría económica moderna, el del bienestar social y el de la eficiencia. No obstante dejar sentada estas posibles extensiones de nuestro trabajo, nuestro interés actual es el de mostrar la repercusión social de los cambios económicos e intentar medir de alguna forma esta repercusión, con el fin de no desviar la atención del lector con una matemática más sofisticada.

1. El método de Negishi

“Il maestro gli revela il segreto del suo viaggio...”

Considérese una economía con una cantidad finita de agentes económicos y bienes. Existen n agentes económicos, los que pueden ser considerados como grupos homogéneos de individuos que actúan con intereses comunes o individuos aislados, caracterizados cada uno de ellos por una función de utilidad continua estrictamente cóncava, creciente y al menos dos veces diferenciable, $u_i : X \rightarrow \mathbb{R}$, y tal que $\frac{\partial u_i(x_i)}{\partial x_{ij}} \rightarrow \infty$, para $x_{ij} \rightarrow 0$, $j = 1, \dots, l$

donde X es el conjunto de consumo. Dicho conjunto lo suponemos el mismo para todos los consumidores y, en principio, igual a \mathbb{R}_+^l , simbolismo por el cual representamos al cono positivo de \mathbb{R}^l . Es decir que, admitimos

la existencia de l bienes en la economía pudiéndose consumir solamente cantidades positivas de ellos. Cada vector $x_i \in \mathbf{R}_+^l$ representará una cesta de bienes para el i -ésimo consumidor, mientras que un vector $x = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbf{R}_+^{ln}$ representa una asignación de recursos, en la que x_i representa la cesta correspondiente al i -ésimo consumidor. Suponemos que los agentes económicos (agrupados en sectores sociales diferenciados o individuos aislados) tienen una dotación (cesta de bienes) inicial igual a $w_i, i = 1, \dots, n$ no nula. Indistintamente haremos referencia a estos sectores como los individuos, los consumidores o los agentes de la economía.

En definitiva, entendemos por una economía un conjunto de individuos dotados de funciones de utilidad y dotaciones iniciales, a la que representamos por $E = \{X, u_i, w_i, I\}$, donde I representa un conjunto finito de índices, uno para cada agente económico. Representaremos la distribución inicial de la riqueza por el vector $w = (w_1, \dots, w_n) \in \mathbf{R}_+^{ln}$ mientras que la riqueza agregada quedará representada por el vector $W = \sum_{i=1}^n w_i \in \mathbf{R}_+^l$. Es decir, inicialmente todos los agentes poseen al menos una cantidad positiva de algún bien, lo que hace que la riqueza se represente por un vector de \mathbf{R}^l con todas sus coordenadas positivas, estrictamente.

Para definir nuestra principal herramienta de trabajo introducimos la siguiente notación:

$$S_n = \left\{ \lambda \in \mathbf{R}^n : \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1, \lambda_i \geq 0 \right\}. \quad (1)$$

Para cada $\lambda \in S_n$, introducimos ahora la siguiente función, utilidad social, $U_\lambda : \mathbf{R}^{ln} \rightarrow \mathbf{R}$ definida como:

$$U_\lambda(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i(x_i) \quad (2)$$

donde $x = (x_1, \dots, x_n)$ $x_i \in \mathbf{R}^l$. Los ponderadores $\lambda_i, i = 1, \dots, n$ son elementos del simplex S_n de \mathbf{R}^n . Cada λ_i representa el peso que al grupo i asignamos en la función social de utilidad. Diremos entonces que $\lambda \in S_n$ es una distribución de pesos sociales. En cierta forma representa el peso relativo que el grupo social o agente económico, individualmente considerado, tiene dentro de la utilidad social.

Definición 1. Decimos que una asignación de recursos x es **factible** (o posible) para la economía considerada, si $\sum_{i=1}^n x_i \leq \sum_{i=1}^n w_i$. Notaremos por F al conjunto de estas asignaciones, es decir:

$$F = \left\{ x \in R_+^{ln} : \sum_{i=1}^n x_i \leq \sum_{i=1}^n w_i \right\} \quad (3)$$

Dada una distribución de pesos sociales $\bar{\lambda}$, es posible asignar a cada distribución de recursos $x = (x_1, \dots, x_n) \in F$ un determinado nivel de bienestar social, definido por:

$$U_{\bar{\lambda}}(x) = \sum_{i=1}^n \bar{\lambda}_i u_i(x_i)$$

En particular, es posible hacer esto con una asignación que sea además un óptimo de Pareto. Recordamos que una asignación $x \in X$ es un óptimo de Pareto, si no es posible encontrar otra asignación factible que mejore a un agente de la economía sin perjudicar a otro. Es bastante conocido que la maximización de funciones de bienestar social genera óptimos de Pareto. Por otro lado, los óptimos de Pareto del conjunto de posibilidades de utilidad pueden obtenerse maximizando funciones de bienestar utilitaristas. Esto puede consultarse en textos de microeconomía avanzada como el de Mas-Colell (1995), entre otros.

Establecemos un primer resultado, muy similar al de Negishi (1960), pero adaptado para nuestros fines, trabajamos directamente con la restricción de las asignaciones factibles para caracterizar a las que resultan ser óptimos de Pareto posibles para un economía dada. Destacaremos a este conjunto como PO .

Teorema 1. Dada una economía $E = \{R_+^l, u_i, w_i, I\}$ con utilidades cuasicóncavas, entonces una asignación de recursos factible x^* es óptimo de Pareto, si y solamente si existe $\lambda^* \in S_n$, tal que x^* verifica que

$$U_{\lambda^*}(x^*) \geq U_{\lambda^*}(x) \quad \forall x \in F. \quad (4)$$

Si además las funciones de utilidad son estrictamente cuasicóncavas; entonces, para cada $x^* \in PO$ existe un único $\lambda^* \in S_n$, para el que x^*

verifica la desigualdad (4) y recíprocamente, para cada $\lambda^* \in S_n$ existe un único $x^* \in PO$ que verifica dicha desigualdad.

Demostración. Suponga que $x^* \in F$ maximiza $U_{\lambda^*}(x)$, $\forall x \in F$, y que x^* no es óptimo de Pareto; en este caso, existe $y \in F$ tal que $u_i(y_i) \geq u_i(x_i^*) \forall i$, con desigualdad estricta para al menos uno; luego, $\sum_{i=1}^n \lambda_i^* u_i(y_i) > \sum_{i=1}^n \lambda_i^* u_i(x_i^*)$. Lo que contradice el supuesto. Para ver el recíproco, usamos el hecho de que $x^* \in PO$ si y solamente si x^* resuelve el problema de $\max_{x \in R_+^l} u_n(x)$, sujeto a las condiciones $u_i(x_i) \geq u_i(x_i^*) \ i = 1, \dots, n-1$; $\sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n w_i$. [Véase Balasko (1987)]. Las condiciones de primer orden para este problema son: $\alpha_i u_i(x_i^*) x_{ij} = \gamma_j, \ i = 1, \dots, n; \ j = 1, \dots, l$; siendo $\gamma_j, \ j = 1, \dots, l$ y $\alpha_i, \ i = 1, \dots, n$ los correspondientes multiplicadores de Lagrange. Estas condiciones coinciden con las correspondientes condiciones de primer orden para el problema definido por (4), eligiendo convenientemente λ_i^* , a partir de estas ecuaciones.

La unicidad de la solución x^* para maximizar $U_{\lambda^*}(x)$ s.a. $x \in F$, sigue del hecho de que la suma de funciones estrictamente cóncavas es también estrictamente cóncava. El hecho de que para cada $x^* \in PO$ hay un único $\lambda^* \in S_n$ para el que x^* verifica (4), sale inmediatamente de las condiciones de primer orden utilizadas anteriormente, a partir de las que definimos para λ^* .

Lo que afirma el teorema es que para cada asignación x^* óptimo de Pareto, existe un correspondiente vector λ^* en R^n , cuyas coordenadas λ_i^* representan los pesos sociales de los agentes en la función de utilidad agregada, tal que para x^* se verifica la desigualdad $\sum_{i=1}^n \lambda_i^* u_i(x^*) \geq \sum_{i=1}^n \lambda_i^* u_i(x)$, $\forall x \in F$. Y recíprocamente, si para $\bar{\lambda} \in R_+^n$ dado $\bar{x} \in F$ resuelve el problema de $\max_x \sum_{i=1}^n \bar{\lambda}_i u_i(x)$, entonces \bar{x} es un

óptimo de Pareto. Obsérvese que es posible normalizar λ , considerando solamente $\lambda \in S_n$.

Finalmente, para cada distribución de pesos sociales λ , el máximo nivel de U_λ se alcanza en alguno de los óptimos de Pareto posibles para esta economía. Es decir, si el interés es encontrar una asignación de recursos que maximice el bienestar social, debemos, en primera instancia, restringirnos sólo al subconjunto de las asignaciones de recursos posibles que a la vez son óptimos de Pareto.

En concordancia con el interés en bienestar social, para dar entrada al siguiente apartado, nos preguntamos por: cuál es la regla -si existe alguna- que permite elegir entre los óptimos de Pareto factibles, a aquéllos que maximicen el bienestar social. Nótese que directamente de la misma definición de óptimo de Pareto para una economía dada, se concluye que el conjunto de óptimos de Pareto factibles, no depende de la distribución de la riqueza inicial sino únicamente de la riqueza total existente en la sociedad.

2. El camino de Negishi

*"Non era ancor di là Nesso arrivato,
Quanto noi ci mettemmo per un bosco,
Che de nessun sentiero era segnato."*

Desde un punto de vista de la interrelación sociedad-economía, el Método de Negishi evidencia la relación entre asignaciones Pareto eficientes y pesos relativos de los agentes económicos en la utilidad agregada. Esta correspondencia depende exclusivamente de la riqueza agregada. Más aún, bajo las hipótesis de utilidades estrictamente cóncavas, y para cada nivel de riqueza inicial agregada W , es posible establecer una correspondencia biunívoca $P_W : S_n \rightarrow PO$ entre pesos sociales y el conjunto asignaciones Pareto óptimas PO . (Figuras 1 y 2, para ilustración en una economía con dos agentes).

Figura 1. Camino de Negishi

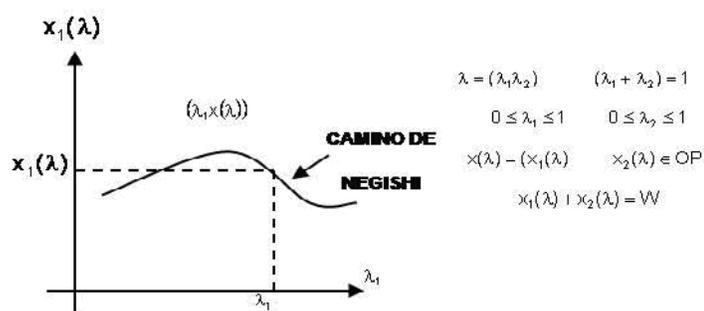
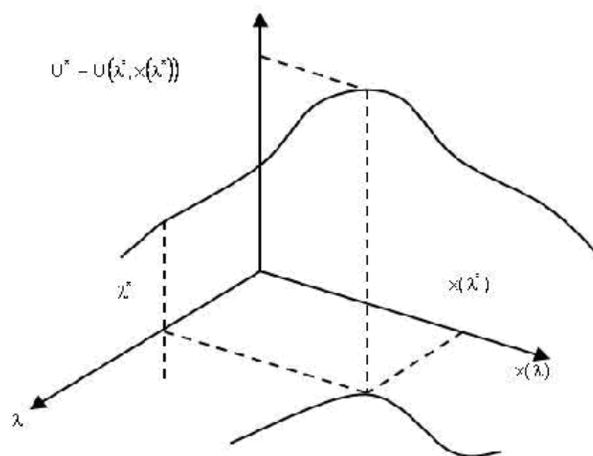


Figura 2. Máximo nivel de bienestar y camino de Negishi



Por lo tanto, para cada economía con una riqueza agregada W , podemos encontrar un *mapa de eficiencia*. Sea $x^* : S_n \rightarrow R^n$ definido por $x^*(\lambda) : \lambda \in S_n$, asignando a cada $\lambda \in S_n$ la solución que le corresponde en el problema (4), que es una asignación factible y óptimo de Pareto. Mediante el teorema de la función implícita, a partir de las condiciones de primer orden para el problema (4), se puede ver que el mapa de eficiencia, definido por $x^*(\lambda)$, es una función continua y diferenciable

[Accinelli, E. (2005) y Mas-Colell, A.; Nachbar, J.H. (2003)]. Este mapa depende exclusivamente de la riqueza agregada de la economía representada por el vector W y no de la distribución de los recursos iniciales, su definición se da a continuación.

Definición 2. Llamaremos *camino de Negishi* o camino eficiente al grafo de la función $x^* : S_n \rightarrow PO$, siendo $x^*(\lambda)$ la asignación que maximiza $U_\lambda(x) \forall x \in F$. Es decir al conjunto $C_N \subset S_n \times PO$, definido como:

$$C_N = \{(\lambda, x^*(\lambda)); \forall \lambda \in S_n\}.$$

Para establecer otro resultado importante, necesitamos establecer el concepto de redistribución como sigue:

Definición 3. Dada una economía $E = \{X, u_i, w_i, I\}$, diremos que la economía $E' = \{X, u'_i, w'_i, I\}$ es una *redistribución* de E , si y solamente si $u' = u$ y $w \neq w'$ tal que $\sum_{i=1}^n w_i = \sum_{i=1}^n w'_i = W$.

Cuando E' es una redistribución de E , ambas economías sólo difieren en la distribución de sus recursos iniciales, pero no en la riqueza total agregada ni en sus utilidades.

El siguiente teorema resume las propiedades de este camino:

Teorema 2. Para toda economía E , el camino de Negishi es C^1 . Es decir, las derivadas $\frac{\partial}{\partial \lambda_i} C_N(\lambda) \ i = 1, \dots, n$ son continuas en el interior de S_n . Dicho camino es el mismo para toda economía que sea una redistribución E' de la original E .

Demostración. La primera parte sale directamente del hecho de ser el mapa $x^* : S_n \rightarrow PO$ diferenciablemente continuo según Accinelli (2005) o Mas-Colell y Nachbar (2003). La segunda parte es consecuencia inmediata del hecho de que para cada $\lambda \in S_n$, las asignaciones $x^*(\lambda)$ correspondientes no dependen de la distribución inicial de los recursos.

A lo largo de este camino eficiente, las utilidades alcanzan la frontera del subconjunto de R^n , llamado *conjunto de posibilidades de utilidad*. Este conjunto está definido en Mas-Colell, Whinston y Green (1995), como:

$$U = \left\{ (u_1, \dots, u_n) \in R^n : \exists x \in F \text{ tal que } u_i \leq u_i(x_i) \forall i = 1, \dots, n \right\}$$

su frontera puede definirse como:

$$UP = \left\{ (u_1, \dots, u_n) \in U : \exists u' \in U : u'_i \geq u_i \forall i, \text{ con al menos un } i : u'_i > u_i \right\}.$$

Como fácilmente puede observarse, la siguiente proposición se cumple:

Proposición 1. *Una asignación x es Pareto eficiente, si y solamente si $u(x) = (u_1(x_1), \dots, u_n(x_n)) \in UP$.*

El camino de Negishi determina vectores de utilidades en la frontera del conjunto de utilidades posibles. Esto se puede formalizar, como sigue:

Sea $\pi = P/C_N$ la restricción de la proyección natural $P : S_n \times F \rightarrow F$, al mapa de Negishi, es decir, la función $\pi : C_N \rightarrow PO$ definida por la regla $\pi(\lambda, x^*(\lambda)) = x^*(\lambda)$. Para cada $x \in PO$, podemos introducir la función $u : PO \rightarrow R^n$, definida por la regla: $u(x) = (u_1(x), \dots, u_n(x))$. A partir de estas dos funciones, definimos el mapa de Negishi $N : C_N \rightarrow UP$ mediante la composición $N = u \circ \pi \rightarrow UP$, definido por:

$$N((\lambda), x^*(\lambda)) = u \circ \pi((\lambda), x^*(\lambda)) = (u_1, \dots, u_n).$$

Dada una distribución de pesos sociales $\bar{\lambda}$, utilidades continuas y estrictamente cóncavas, entonces, sólo existe una asignación de recursos Pareto optimal que maximiza la utilidad social agregada $U_{\bar{\lambda}}$, representada por $\bar{x} = x(\bar{\lambda})$; la cual, como consecuencia del teorema 2, se modifica poco si los pesos sociales cambian poco. Si deseamos obtener como solución del problema (4) una determinada asignación Pareto optimal, debemos primeramente establecer la distribución de pesos sociales adecuada. Cómo establecer estos pesos sociales no está claro; no obstante, veremos más adelante que bajo determinadas condiciones en la distribución de las dotaciones iniciales es posible que la sociedad alcance sin intervención de un

planificador central una distribución de pesos sociales deseada. En particular, nos interesará encontrar aquella distribución de pesos sociales $\bar{\lambda}$ que tiene asociado la asignación de recursos factible, $\bar{x} = x^*(\bar{\lambda})$ Pareto optimal, para la cual se verifica que:

$$U_{\bar{\lambda}}(x^*(\bar{\lambda})) \geq U_{\lambda}(x^*(\lambda)), \forall (\lambda, x^*(\lambda)) \in C_N. \quad (5)$$

Definición 4. Llamamos *índice de Negishi* de la economía a la utilidad social máxima que se alcanza en el punto máximo social: $ms = (\bar{\lambda}, x^*(\bar{\lambda})) \in C_N$, para el que se verifican las desigualdades (5).

Las economías competitivas sujetas a las leyes del mercado, alcanzan sus asignaciones de equilibrio en un subconjunto del conjunto de los óptimos de Pareto, (lo que se concluye a partir del primer teorema del bienestar). Esto significa que sólo un subconjunto de distribuciones de pesos sociales es compatible con una economía en equilibrio. De esta forma, si los equilibrios walrasianos se modifican, también lo hace la estructura social; es decir, los pesos relativos de los sectores sociales en la utilidad social. Las asignaciones de equilibrio posibles, a diferencia del conjunto de los óptimos de Pareto posibles, están fuertemente relacionados con la distribución inicial de los recursos, y no sólo con la riqueza agregada.

Cómo obtener este subconjunto de pesos sociales, que corresponden a asignaciones de equilibrio, es el tema de la siguiente sección.

3. Los equilibrios walrasianos y equilibrios sociales

*“La gloria di colu, che tutto muove,
Per l' Universo penetra, e risplande
In una parte più, e meno altrove”*

El conjunto de óptimos de Pareto posibles no depende de la distribución inicial de los recursos, sólo depende de su valor agregado, como ya se mencionó; sin embargo, éste no es el caso para las asignaciones de equilibrio walrasiano.

No obstante, únicamente es posible que en forma descentralizada -por la sola acción del intercambio de bienes en mercados competitivos- una economía alcance aquellas asignaciones Pareto óptimas asociadas a equilibrios walrasianos. Estas asignaciones se caracterizan porque cada individuo maximiza su utilidad, dados los precios de equilibrio y el valor de su riqueza inicial; y los precios son tales, que permiten vaciar los mercados

igualando ofertas con demandas. Nótese que en general, una economía dada puede alcanzar distintos equilibrios walrasianos; ya que las economías con equilibrio único, usualmente requieren de restricciones fuertes en las posibles utilidades de los agentes, según, entre otros, Mas-Colell, A. (1975).

Esto pudiera explicar, por qué economías similares en dotaciones iniciales y preferencias, exhiben comportamientos y resultados muy diferentes, tanto desde el punto de vista puramente económico como desde el punto de vista social. No obstante esta multiplicidad posible de equilibrios, puede suceder que ninguna de estas asignaciones x^* , que forman parte de un equilibrio walrasiano, se corresponda con pesos sociales λ^* tales que $(\lambda^*, x^*) \in C_N$, que define el número de Negishi. Por lo que es posible que considerando únicamente asignaciones de equilibrio, es decir, aquellas que son posibles de alcanzar en forma descentralizada, no se alcance el máximo posible bienestar económico dada la riqueza agregada de la economía. Por lo que es la forma en la que están distribuidos los recursos iniciales, la causa de que una economía competitiva pueda encontrarse en un nivel de bienestar social menor que el posible, dada la riqueza existente. Naturalmente, esto es así, si entendemos que el bienestar social para una economía dada se mide por el valor $U_\lambda(x^*(\lambda))$, correspondiente a sus asignaciones $x^*(\lambda)$ de equilibrio.

Cambios en la distribución inicial de recursos que provienen de políticas fiscales que afecten benéficamente a unos y a otros negativamente en determinados sectores sociales, por ejemplo, implican cambios en el valor de la riqueza individual e implicarán también cambios en los posibles equilibrios sociales y, consecuentemente, en el nivel de bienestar social posible de alcanzar en forma descentralizada por dicha economía. Aunque, en principio, una redistribución de los recursos iniciales no involucra cambios en el potencial bienestar social alcanzable en la economía (pues la redistribución de recursos no conlleva cambio en el conjunto de los óptimos de Pareto), si cambia el bienestar social máximo posible alcanzable en forma descentralizada; es decir, alcanzable por la acción exclusiva del intercambio de bienes en un mercado competitivo.

Para continuar, y establecer con precisión la conexión entre los equilibrios walrasianos de una economía y la selección de óptimos de Pareto propuesta por Negishi, examinemos la siguiente definición.

Definición 5. Diremos que una distribución λ^* de pesos sociales es **un equilibrio social** si y solamente si es una distribución de pesos sociales que corresponde, vía la solución del problema (4), a una asignación de recursos

propia de un equilibrio walrasiano. Es decir que λ^* es un equilibrio social, si y solamente si, para $(\lambda^*, x^*) \in C_N$ existe un sistema de precios p^* tal que (p^*, x^*) es un equilibrio walrasiano.

La determinación precisa de los conjuntos de distribuciones de pesos sociales que son equilibrios sociales, puede hacerse introduciendo la llamada función exceso de utilidad. Referimos dicha función por $e = (e_1, \dots, e_n)$ donde $e_i : S_n \rightarrow R$ definida como:

$$e_i(\lambda) = u_i(x_i^*(\lambda))x_i[x_i^*(\lambda) - w_i], i = 1, \dots, n, \quad (6)$$

donde $x^*(\lambda) = (x_1^*(\lambda), \dots, x_n^*(\lambda))$ representa la solución del problema (4) para $\lambda \in S_n$ y por $u_i(x_i^*(\lambda))x_i$, denotamos el gradiente de u_i evaluado en $x^*(\lambda)$ tal que $(\lambda, x^*(\lambda)) \in C_N$.

Si fuera necesario, para los efectos de diferenciar las funciones exceso de utilidad de economías diferentes por la distribución de sus dotaciones iniciales, utilizaremos el subíndice w que corresponde a las dotaciones iniciales de la economía, indicando a la correspondiente función, exceso de utilidad, como e_w .

El siguiente teorema establece la relación entre equilibrios walrasianos y equilibrios sociales. Resulta que las distribuciones de pesos sociales que constituyen equilibrios sociales, son precisamente los ceros de la función de exceso de utilidad. Los multiplicadores de Lagrange que se obtienen en el problema de Negishi sirven para generar el sistema de precios, para ver a la solución de Negishi como un equilibrio walrasiano.

Teorema 3. Sea $E = \{R_+^l, u_i, w_i, I\}$ una economía; entonces, un par $(p^*, x^*) \in R_{++}^l \times R_+^{ln}$ formado por el sistema de precios p^* y la asignación de recursos x^* es un equilibrio walrasiano, si y solamente si existe $\lambda^* \in S_n$ que verifica $e(\lambda^*) = 0$ y tal que el par $(\lambda^*, x^*) \in C_N$, siendo $p^* = \gamma(\lambda^*)$ el correspondiente multiplicador de Lagrange para el problema de maximización (4).

Demostración. Supongamos $(\lambda^*, x^*(\lambda^*)) \in C_N$; es decir, que $x^* = x(\lambda^*)$ es la solución del problema (4), y $\gamma(\lambda^*)$, el correspondiente multiplicador de Lagrange. Si para λ^* se verifica que $e(\lambda^*) = 0$, entonces el par (p^*, x^*) , siendo $p^* = \gamma(\lambda^*)$ y $x^* = x^*(\lambda^*)$ forma como puede fácilmente verificarse, un equilibrio walrasiano. Pues x^* , por resolver el problema (4), es un óptimo de Pareto factible. Por otra parte, considerando $p^* = \gamma^*$ y como $\gamma^* = \frac{\partial u_i(x_i^*)}{\partial x_i}$, $i = 1, \dots, n$, por ser $e_i(\lambda^*) = 0$, el par (p^*, x^*) verifica además la restricción presupuestaria para cada agente.

Recíprocamente, si (p^*, x^*) es un equilibrio walrasiano, entonces existe λ^* que hace que el óptimo de Pareto x^* resuelva el problema (4), por lo que $(\lambda^*, x^*) \in C_N$. Además, por ser (p^*, x^*) un equilibrio walrasiano, se verifica que $p^*(x_i^* - w_i) = 0$ y así mismo, la igualdad $p^* = \frac{\partial u_i(x_i^*)}{\partial x_i} \forall i = 1, \dots, n$, entonces la igualdad $e(\lambda^*) = 0$, se verifica.

Por lo que, entonces, podemos denotar al conjunto de equilibrios sociales para la economía, $E = \{R^l, u_i, w_i, I\}$, mediante:

$$ES_w = \{\lambda \in S_n : e(\lambda) = 0\}.$$

Los subíndices w hacen referencia a que se trata del conjunto de equilibrios sociales para una economía donde las dotaciones iniciales están dadas por $w = (w_1, \dots, w_n)$. La interpretación geométrica es, como sigue: cuando $\lambda \in S_n$ es un equilibrio social, el vector gradiente de las funciones de utilidad de cada uno de los agentes, evaluado en la cesta $x_i(\lambda)$, correspondiente a la asignación de recursos del punto $(\lambda, x^*(\lambda)) \in C_N$, es ortogonal al vector $(x_i(\lambda) - w_i)$.

El teorema 3 permite establecer, para cada economía, una correspondencia biunívoca entre equilibrios walrasianos y equilibrios sociales. Obsérvese que para todo $\lambda \in ES_w$ existe una asignación de

recursos factible: $x^*(\lambda)$, tal que $(\lambda, x^*(\lambda)) \in C_N$. El siguiente corolario muestra una las características más importantes de los pesos sociales de equilibrio. Representaremos por $Fr(S_n)$ a la frontera de S_n .

Corolario 1. *Bajo los supuestos de agentes con utilidades crecientes y dotaciones iniciales no nulas, se verifica que $Fr(S_n) \cap ES_w = \emptyset$.*

Demostración. La maximización de (4) implica que si para el i –ésimo agente se tiene $\lambda_i = 0$, entonces $x_i(\lambda) = 0$. Pero una asignación de recursos de equilibrio que asigne la cesta nula para algún agente, supone que sus dotaciones iniciales son nulas, lo que contradice las hipótesis.

La posibilidad de multiplicidad de equilibrios, para una economía, implica la posible existencia de características sociales diferentes para economías iguales en sus fundamentos. En la medida en que es posible la multiplicidad de equilibrios sociales, economías similares en sus fundamentos, riqueza, distribución inicial de la misma y preferencias, se pueden observar comportamientos sociales muy diferentes. Según lo ya visto, puede suceder que una asignación que constituya un máximo social en el camino de Negishi, no se alcance como equilibrio social debido a la distribución inicial de recursos entre los agentes de la economía.

De acuerdo con el teorema 3, los equilibrios sociales posibles para una economía dependen de la distribución de la riqueza inicial; es decir, de las dotaciones iniciales de los agentes de la economía. Consecuentemente, modificaciones en éstas, implican cambios en las posibles distribuciones de pesos sociales de equilibrio. Por lo que es posible, al menos en principio, para un planificador central, obtener un máximo social logrando un equilibrio social asociado a w' , una redistribución de la riqueza inicial entre los agentes de la economía, sin modificar la riqueza agregada existente; es decir, $\sum_{i=1}^n w_i = \sum_{i=1}^n w'_i = W$.

Los cambios en los fundamentos de la economía repercuten en la estructura social de la misma, acciones que pueden repercutir de forma o no favorable para los distintos sectores sociales. El tamaño o la significación de tal repercusión dependerán de las características de las economías. Cuando pequeñas modificaciones en los fundamentos de la economía no implican cambios mayores en los comportamientos sociales de equilibrio posibles, diremos que la economía es regular, y singular se denomina en el caso en que sí los pueden implicar. Sobre estas implicaciones, hablaremos en la siguiente sección.

4. Economías regulares y singulares

“Ora cem porta l'un de' duri margini”

En Debreu (1970), se introducen los conceptos de economías regulares y singulares, mostrándose que genéricamente toda economía es regular. Ambos conceptos son posteriormente desarrollados en Trockel (1984) y en Dierker (1974). No obstante, estos trabajos centran su atención en las economías regulares. Más tarde, en trabajos como Mas-Colell y Nachbar (2003), Dahkha (2005), Allen (1984) y en especial en Balasko (1987), se presta atención a las economías singulares; no obstante, entendemos que el trabajo es aún insuficiente y que la Teoría Económica, en particular el Equilibrio General, tiene aún una deuda pendiente con las economías singulares. Por otra parte, estos autores utilizan para definir economías singulares, la función exceso de demanda; pero esta función por sí sola no nos permite ver las repercusiones sociales de los cambios en los fundamentos de las economías, además de que no es posible generalizar a casos de economías con infinitos bienes [Araujo, A. (1987)].

Debemos agregar, además, que nuestro interés central está en caracterizar y de alguna forma medir las repercusiones en la sociedad de los cambios económicos, para lo cual, en principio, la función exceso de demanda generalmente utilizada en economía como medida de la importancia de los cambios económicos, no es en principio una buena herramienta. Mientras que, por su parte, la función exceso de utilidad determina el vector de pesos sociales correspondientes a cada asignación de equilibrios. Por lo que, siendo de nuestro interés analizar las repercusiones de los cambios de la base económica en la sociedad, la función exceso de utilidad es una herramienta idónea.

Precisamente, la función exceso de utilidad es la que permite encontrar las manifestaciones de las características estructurales que definen a las economías regulares y singulares, en las características de las relaciones sociales que determinan unas y otras. Consecuentemente, permite mostrar el grado de estabilidad social que corresponde a sociedades basadas en uno u otro tipo de economía; es decir, propicia analizar cómo repercuten en la estructura social los cambios en los fundamentos microeconómicos; justamente, en esto radica la potencialidad del método de Negishi. Comenzando porque una caracterización de los óptimos de Pareto, a través de una función de utilidad social, muestra la relación existente entre cambios en el bienestar social; es decir, en los pesos de los diferentes actores sociales con las modificaciones en las asignaciones de equilibrio que son determinadas, a su vez, por las modificaciones en las distribuciones iniciales de recursos.

Para mostrar que es la función exceso de utilidad la que permite analizar este comportamiento, permítasenos describir algunas de las principales características de dicha función. Las siguientes propiedades son fácilmente verificables:

- $\lambda e(\lambda) = \sum_{i=1}^n \lambda_i e_i(\lambda) = 0, \forall \lambda \in S_n$. Por lo que e_n -por ejemplo- puede ser escrita como combinación lineal de las demás componentes.

- Si definimos como $Je(\lambda)$ a la matriz jacobiana de la función exceso de utilidad, se tiene que su rango (máximo número de filas o columnas linealmente independientes), es: $rank[Je(\lambda)] \leq n - 1$.

- Siendo además $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$, podemos considerar entonces la función *exceso de utilidad restringida*: $\bar{e} : (0,1)^{n-1} \rightarrow R^{n-1}$, obtenida de la anterior función exceso de utilidad, eliminando una componente. Obsérvese, además, que si λ es un cero para $e(\lambda)$, también lo es para la función restringida.

Las demostraciones pueden verse en Accinelli (1996). A continuación, se ofrecen las definiciones de economías regulares y singulares.

Definición 6. Diremos que una economía E es **regular**, si el rango de la matriz jacobiana de la función exceso de utilidad, evaluada en cada λ de equilibrio es el máximo posible, es decir: $rank[Je(\lambda)] = n - 1$ para todo $\lambda \in ES_w$. En otro caso, la economía será llamada, **singular**.

Definición 7. Diremos que un equilibrio social $\bar{\lambda}$ es **singular**, si se verifica que $rank[Je(\bar{\lambda})] < n - 1$. Mientras que un equilibrio social $\hat{\lambda}$ será **regular**, si $rank[Je(\hat{\lambda})] = n - 1$.

Es decir, una economía dada y una obtenida por una perturbación de los fundamentos de la original, son ε - vecinas. Manteniendo ambas economías con la misma riqueza agregada, se concluye que sus óptimos de Pareto no se modifican; más aún, el camino eficiente $x^*(\lambda)$ es el mismo para ambas economías. No obstante, no siempre economías vecinas presentan los mismos comportamientos en equilibrio. Incluso, veremos que las economías vecinas a una singular presentan características muy diferentes de las de la original.

En un entorno suficientemente pequeño de una economía regular, toda economía es regular; mientras que en uno arbitrariamente próximo a una

economía singular, toda economía es regular. O desde el punto de vista de la teoría de la medida, las economías regulares forman un conjunto de medida total en el conjunto de las posibles economías. Esto significa que la probabilidad de toparnos con economías singulares es cero, lo que no quiere decir que no existan o que puedan despreciarse. Los números racionales forman un conjunto de medida cero en la recta real, aún el conjunto de los enteros es un subconjunto magro de los reales; sin embargo, existen unos cuantos de los unos y de los otros y no son ciertamente conjuntos despreciables para los matemáticos.

Quizás la vida sea un fenómeno de probabilidad cero, no parece claro que la biología deje de existir aún si esto fuera cierto. Por lo que, en principio, la pequeñez relativa de un conjunto no parece ser un buen argumento, para no considerarlo. Desde un punto de vista económico, aunque las economías singulares constituyan un conjunto de medida cero, ello no significa que su estudio no sea relevante. Son las economías singulares las fronteras entre conjuntos de economías regulares con diferente número de equilibrios, es precisamente de esta característica de donde proviene su fragilidad, su debilidad estructural. Pues pequeñas modificaciones en sus fundamentos las hacen caer hacia un lado o hacia el otro, y el sentido de su caída es impredecible (estructuralmente), al menos dado el desarrollo actual de la teoría de las singularidades.

A efecto de entender las consecuencias que pequeños cambios en los fundamentos de la economía pueden tener sobre el comportamiento social para las economías regulares y singulares, consideremos las siguientes propiedades que se desprenden directamente de la teoría de las singularidades:

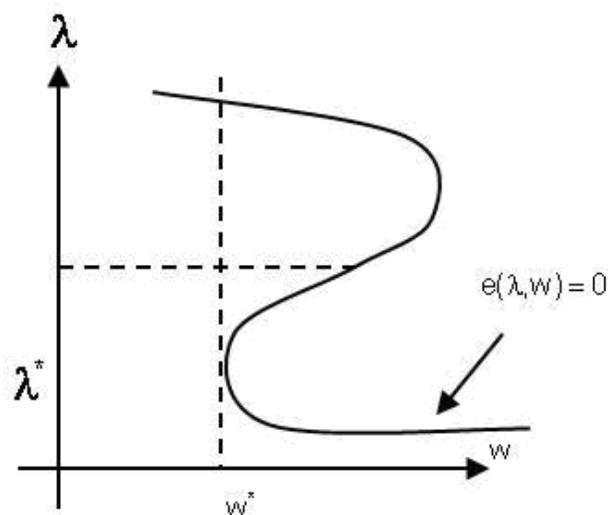
- Bajo condiciones muy generales, el conjunto de equilibrios sociales de una economía dada es no vacío. Se puede probar que $\forall E$ bajo las hipótesis de este trabajo $ES_w \neq \emptyset$.
- El conjunto de economías regulares es residual (abierto y denso) en el conjunto de las economías posibles. Consecuentemente, el conjunto de las singulares es un conjunto magro o de medida cero.
- Las economías regulares presentan siempre una cantidad finita e impar de equilibrios sociales. Es decir $\forall E$ regular, $\#ES_w$ es finito e impar.
- Las economías regulares son estructuralmente estables, en el sentido de que pequeñas modificaciones de sus fundamentos no implican grandes transformaciones de la estructura social.
- Las economías singulares son estructuralmente inestables.

Con el propósito de ayudar a comprender esta descripción de las economías, consideremos el ejemplo siguiente: el caso de una economía con l bienes y dos agentes con utilidades $u = (u_1, u_2)$ y dotaciones iniciales $w = (w_1, w_2)$. En este caso, la función exceso de utilidad se representa como $e : S_2 \rightarrow R^2$, definida como $e(\lambda) = (e_1(\lambda), e_2(\lambda))$. Luego, a partir de la primera propiedad de la función exceso de utilidad, definida al inicio de esta sección, podemos considerar la función exceso de utilidad restringida como una función $\bar{e} : [0, 1] \rightarrow R$. En este caso, diremos que es regular si el cero es un valor regular para esta función; es decir, si $\bar{e}'(\lambda) \neq 0$ para todo $\lambda \in (0, 1)$, para el que $\bar{e}(\lambda) = 0$.

Si la economía es regular, esta función cortará al eje de las abscisas en una cantidad impar de veces. Estos puntos de corte determinan los posibles equilibrios sociales para la economía. Modificaciones pequeñas en los fundamentos de la economía, por ejemplo en la distribución del ingreso, modifican poco la gráfica de la función exceso de utilidad, por lo que el número de cortes con el eje de las abscisas correspondientes a esta nueva función con el eje de las abscisas seguirá siendo el mismo. Es decir, estructuralmente, la economía no cambió. Los pesos sociales se modificaron poco, por lo que si bien en algo se cambió la importancia relativa de los agentes en el mercado, no se modificó sustancialmente.

Veamos ahora qué sucede si la economía es singular. En este caso, existe al menos un $\bar{\lambda} \in (0, 1)$ para el que se verifica que $e(\bar{\lambda}) = e'_\lambda(\bar{\lambda}) = 0$. Llamaremos a este equilibrio, singular. Nótese que en $\bar{\lambda}$ la función exceso de utilidad corta al eje de las abscisas con tangente horizontal. Suponga ahora una perturbación en las dotaciones iniciales. A la economía perturbada, le corresponderá una función exceso de utilidad que no corta al eje de las abscisas en este punto, por lo que la singularidad desaparece. La economía perturbada es ahora regular con un equilibrio menos o bien con dos nuevos puntos de corte correspondientes a dos equilibrios nuevos pero ahora regulares. Podemos ilustrar lo anterior con la figura 3.

Figura 3. Economía singular



El teorema de Morse muestra que esta descripción es genérica para las economías de dos agentes [Accinelli (2007)]. El siguiente ejemplo ilustra esta situación:

Ejemplo: Consideremos la economía

$$E = \{X, u_i, w_i, I = \{1, 2\}\}$$

siendo el conjunto de consumo $X = R_{++}^2$ y las funciones de utilidad:

$$u_1 = x_{11} - \frac{1}{\alpha} x_{12}^{-\alpha}$$

$$u_2 = -\frac{1}{\alpha} x_{21}^{-\alpha} + x_{22},$$

donde el parámetro α verifica $0 < \alpha < 1$. Sea las dotaciones iniciales $w_1 = (w_{11}, w_{12})$; $w_2 = (w_{21}, w_{22})$ y supongamos fijo y representado por $W \in R_{++}^2$ la riqueza agregada: $W = w_1 + w_2$.

Denotemos $\lambda_1 = \lambda$, por lo que $\lambda_2 = 1 - \lambda$. La correspondiente función de exceso de utilidad será:

$$e(\lambda) = \begin{cases} \left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \right)^{\frac{\alpha}{1+\alpha}} - \left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \right)^{\frac{1}{1+\alpha}} - w_{12} \left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \right) + w_{21} \\ \left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \right)^{\frac{-\alpha}{1+\alpha}} - \left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \right)^{\frac{-1}{1+\alpha}} - w_{21} \left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \right)^{-1} + w_{12} \end{cases}$$

Resolviendo

$$e(\lambda^*) = e'_\lambda(\lambda^*) = 0 \quad (7)$$

obtendremos como soluciones posibles, todas aquéllas en la superficie C_F , a la que llamaremos superficie de las catástrofes. Esta superficie está formada por los pares (λ, w) , tales que λ es equilibrio para la economía con dotaciones iniciales, w para la que el 0 es un valor singular de la función $e(\lambda)$.

Es decir, esta superficie es un subconjunto de $R^4 \times R$, formado por las economías singulares, representadas por sus dotaciones iniciales $w = (w_1, w_2)$; donde, $w_1 = (w_{11}, w_{12})$, $w_2 = (w_{21}, w_{22})$ y por el valor de equilibrio λ , relacionados por las ecuaciones (7). Simbólicamente:

$$C_F = \left\{ (\lambda, w_1, w_2) : \lambda \in (0,1); w_1 + w_2 = W; w_{12} = \frac{\alpha}{1+\alpha} h^{\frac{1}{1+\alpha}} - \frac{1}{1+\alpha} h^{\frac{\alpha}{1+\alpha}}; h = \frac{\lambda}{1-\lambda} \right\}.$$

Como puede verificarse, las economías cuyas dotaciones iniciales verifican que

$$w_{12} = \frac{\alpha}{1+\alpha} h^{\frac{1}{1+\alpha}} - \frac{1}{1+\alpha} h^{\frac{\alpha}{1+\alpha}} \quad (8)$$

son singulares. Representemos por w^s a las dotaciones iniciales de una economía que verifique la ecuación (8). Resolviendo $e(\lambda) = 0$ para cada una de éstas, es fácil verificar que existe un entorno suyo U_s ; es decir, en un

entorno suficientemente pequeño U_s de todo w^s , que verifique la igualdad (8), toda otra economía con dotaciones iniciales $w \in U_s$ será regular con un único equilibrio o con tres equilibrios.

En tanto que representamos a las economías por sus funciones de exceso de utilidad correspondientes, las que en definitiva no son otra cosa que mapas reales, el teorema de Morse-Sard (Golubistki y Guillemin, 1973) prueba que la situación aquí descrita en el ejemplo es genérica para economías con dos agentes. Entendemos por genérica una caracterización que es compartida para casi todas las economías, con excepción de un conjunto magro (en un espacio de medida de probabilidad nula).

La caracterización del caso de economías con tres agentes, y una cantidad l de bienes, puede verse en Accinelli y Puchet (2000). De esta forma, nos encontramos con que perturbaciones de los fundamentos de economías regulares no implican grandes cambios en el conjunto de equilibrios sociales; mientras que perturbaciones arbitrariamente pequeñas de una economía singular, dan lugar a cambios importantes en las características de la economía. Impredeciblemente, pasa a ser regular con dos nuevos equilibrios regulares y sin el anterior singular, o bien desaparece el equilibrio singular y solamente quedan equilibrios regulares en cantidad igual a la anteriormente existente. En definitiva, las pequeñas perturbaciones pueden cambiar cualitativamente el diseño de la función exceso de utilidad de las economías singulares, y consecuentemente, el conjunto de equilibrios posibles.

5. Las economías singulares y las crisis

"Doppo le parole di conforto dei Virgilio a Dante..."

No obstante su pequeñez, en un sentido topológico o en el sentido de la teoría de la medida, son las economías singulares las puertas de las crisis; esto representa una de las características que hacen que este conjunto de economías sea de importancia fundamental para la teoría económica. Tal conjunto podría ser irrelevante para la teoría económica, sólo si no existieran posibilidades de cambios sociales drásticos e inesperados, como respuesta a pequeñas modificaciones en las características fundamentales de algunas economías.

Estar alertados de la existencia de este conjunto de economías críticas y conocer sus características principales, no parece una tarea despreciable, aunque sí extremadamente complicada, tanto o más como lo es la propia teoría

de las singularidades en matemáticas. Desafortunadamente, los modelos existentes sólo nos permiten caracterizar satisfactoriamente a las economías singulares para casos con no más de tres agentes. Es decir, conocemos plenamente las características y los futuros posibles (pero no predecibles) de las economías singulares para casos sencillos. No obstante, las economías singulares existen en casos de muchos agentes, pero lamentablemente no disponemos de una matemática suficiente para caracterizar las economías singulares con muchos agentes. Una posibilidad para esto es la teoría de los llamados *k-jets*, que permiten clasificar las singularidades de acuerdo con las características de los mapas que las determinan.

Las singularidades de la función exceso de utilidad nos permite dividir a las economías en dos grandes clases, las regulares y las singulares, y dentro de estas últimas, el grado de degeneración da una nueva clasificación. Lo importante de esta posibilidad de clasificar es que podemos obtener ideas aproximadas del comportamiento futuro de las economías, una vez perturbadas; puesto que cada grupo tiene sus posibles transformaciones futuras (Accinelli y Puchet, 2000). En resumen, la clasificación de las economías en clases ayudará a los científicos sociales a tener una adecuada descripción cualitativa de las posibles crisis, y transformaciones posibles de las economías, una vez perturbados sus fundamentos.

Entendemos por crisis sociales, los cambios abruptos en la estructura social, en particular cambios abruptos en los posibles equilibrios sociales, que implican una valoración relativa muy diferente a la anterior de los distintos actores sociales, y que aparecen como respuesta a modificaciones en la base económica. Se puede en principio objetar a lo dicho, que las crisis son problemas básicamente de la producción, y que hasta ahora hemos hablado de economías de intercambio puro, es decir de economías sin producción. No obstante, la caracterización de las economías singulares a partir del método de Negishi, es la misma para economías con producción.

En definitiva, la singularidad radica en la distribución inicial de la riqueza y no en la tecnología existente. Una vez pasada la crisis, la economía se transforma en una economía regular, ciertamente que ahora nos encontramos con una economía socialmente diferente, en principio no podemos a-priori definir con exactitud las características fundamentales de estas economías, el futuro es sólo parcialmente predecible. Más aún, no existe posibilidad de previsión perfecta. Podemos predecir dentro de qué grupos de economías regulares puede caer, pero no exactamente en cuál.

Esta incapacidad de previsión es estructural, las economías singulares forman un desfiladero a lo largo de valles; perturbadas sus condiciones iniciales, no sabemos hacia donde caerá, ya que en los valles existentes a uno

y otro lado del desfiladero hay sólo economías regulares, pero con características estructurales diferentes, por ejemplo, cantidad y calidad de los equilibrios walrasianos posibles. Como el ejemplo que se muestra con 2 agentes, una economía singular con n agentes y l bienes puede transformarse en una economía regular con dos equilibrios más, o en una regular con uno menos, por cada equilibrio singular existente. Los equilibrios singulares desaparecen luego de la perturbación. Las economías singulares y sus equilibrios se encuentran en una superficie de catástrofes como aquélla que es analizada en el ejemplo.

6. La fragilidad de las economías emergentes

*"Ecco la fiera con la coda aguzza,
Che passa i monti, e rompe mura ed armi."*

En las llamadas economías emergentes, se asiste de manera periódica al desarrollo de conflictos sociales que conmueven al conjunto de la sociedad. Muchas veces, estos conflictos surgen como respuesta a políticas económicas que buscan mediante modificaciones distributivas corregir males sociales, como la desigualdad; otras veces, mediante la financiación del gasto público o las subvenciones asociadas a los intentos de disminuir las tasas inflacionarias. En general, la necesidad de disminuir las grandes diferencias económicas que existen entre diferentes sectores sociales en las economías tercermundistas, aparece como objetivo de diferentes gobiernos, lo que a fin de cuentas implica una propuesta redistributiva del ingreso mediante políticas impositivas, subsidios, incentivos, aranceles, entre otras. Por otro lado, cambios en los costos productivos -parciales y revertibles- afectan al conjunto de la sociedad de forma irreversible. En principio, estas modificaciones no deberían conmover sino a algunos sectores de la sociedad, los directamente vinculados, y los cambios negativos podrían compensarse con el mejor funcionamiento futuro de la economía. No obstante, muchas veces, los cambios se vuelven permanentes e irreversibles.

México, puede ser un ejemplo claro acerca de cómo pequeñas modificaciones en la estructura de la economía pueden implicar grandes cambios sociales. Consideremos la repercusión en la variación del precio del maíz, en toda la arquitectura socio-económica mexicana. A pesar de que la subsistencia de millones de mexicanos depende del maíz, su costo es el más elevado del mundo, con un promedio de siete pesos mexicanos por kilogramo, cuando en países desarrollados -como Estados Unidos- no supera los tres pesos mexicanos.

La eliminación de subsidios o aranceles o en general, de modificaciones que impliquen cambios en el precio del maíz, como los que implicó la firma del TLCAN, o en algunos de sus derivados como la tortilla, repercuten en toda la estructura socio-económica, por más pequeños que éstos sean. La participación o no del gobierno como controlador del precio de la tortilla ha sido tema de debate permanente en la prensa mexicana.

La inestabilidad de la economía radica en que la distribución del ingreso hace que el 59% de la ingesta calórica promedio de la población mexicana provenga de la tortilla de maíz, en principio abundante y de precio accesible para la mayoría de la población. Pero su precio varía directamente con el precio del maíz, por lo que bajos ingresos acompañados de pequeños cambios en el precio de este alimento básico provoca grandes movimientos sociales. Por un lado, está latente la situación del campesino, cuya riqueza inicial es una parcela de tierra pequeña donde cultiva en forma ineficiente maíz para su subsistencia y vende el remanente, quien se ve afectado por la variación del precio de este grano, cuyo precio disminuye en la medida en que la importación de un grano producido en mejores condiciones se libera.

En muchos casos, una explosión inmediata y la aparición de cambios inesperados en el comportamiento social de los diferentes sectores surgen como respuestas a modificaciones aparentemente modestas en los fundamentos de la economía. Este tipo de reacción sólo puede ser observable en economías singulares. Las economías quedan representadas en última instancia por las dotaciones iniciales, dado que las utilidades, agentes, espacios de consumo y riqueza agregada, las suponemos constantes. Lo que conduce a pensar que pequeñas modificaciones en las dotaciones, no cambiarán sus características fundamentales; si suponen una ligera modificación de sus posibles equilibrios y por lo tanto, una repercusión social limitada.

En la siguiente sección, se ofrece demostración rigurosa de esto mediante el uso de teoremas.

Definimos a continuación una función $V : C_N \rightarrow R$, cuya regla es $V(\lambda, x^*(\lambda)) = U_\lambda(x^*)$, que asocia un nivel de satisfacción social a cada $(\lambda, x^*(\lambda)) \in C_N$. Entonces, cabe preguntarse si existe algún $(\lambda, x^*(\lambda)) \in C_N$, que maximice el bienestar social. Este problema fue resuelto en Accinelli et al. (2008), donde se demuestra, usando el teorema de dualidad de Fenchel, que corresponde a un mínimo en λ de la función V ; es decir que la asignación de recursos, Pareto optimal, en la que se

maximiza el nivel de bienestar social, es la que se obtiene como solución del siguiente problema:

$$\min_{\lambda \in S_n} \left[V(\lambda, x^*(\lambda)) = \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i(x_i^*(\lambda)) \right] \quad (9)$$

donde $x^*(\lambda)$ representa, para cada $\lambda \in S_n$, la asignación de recursos Pareto eficiente, que resuelve el problema (4); es decir que, x^* es la asignación de recursos que se obtiene al minimizar V entre los elementos $(\lambda, x^*(\lambda)) \in C_N$. Se demuestra además que si $x^* = (x_1^*, \dots, x_n^*)$ para $x^* = x(\lambda^*)$, es la asignación que resuelve este problema, entonces la utilidad alcanzada por cada individuo en la cesta correspondiente es la misma, es decir que en x^* se verifica que $U_{\lambda^*}(x^*) = u_i(x_i^*(\lambda^*))$ para todo $i \in 1, \dots, n$.

En principio, esto estará demostrando cierto grado de conformidad social, pues en definitiva el nivel de felicidad alcanzado por cada individuo, correspondiente a esta distribución de recursos, es el mismo.

Una economía en las hipótesis de nuestro modelo puede alcanzar este grado de bienestar, sólo si existe una distribución inicial de los recursos $w = (w_1, \dots, w_n)$ posible, es decir, tal que satisfaga la igualdad $\sum_{i=1}^n w_i = W$ siendo W la riqueza agregada, que permita que la asignación Pareto optimal correspondiente a ms , forme parte de un posible equilibrio walrasiano para dicha economía. Quizás esta *conformidad social* en equilibrio, posible de alcanzar con ciertas distribuciones de la riqueza inicial, no sea más que una manifestación de la regularidad de la economía que la caracteriza.

Los siguientes dos teoremas resumen precisamente las características estructurales de las economías desde el punto de vista de la estabilidad, es decir, desde el punto de vista del comportamiento posterior de la economía en respuesta a una perturbación. El comportamiento de las economías regulares o lo que es lo mismo, de la inmensa mayoría de las economías, muestra cierta estabilidad en el sentido de que si se encuentra en equilibrio, entonces para toda perturbación de la misma, existe un equilibrio regular de la economía perturbada, próximo al equilibrio original. Mientras que en cambio, una economía singular, una vez perturbada, deja de ser tal y el conjunto de sus equilibrios se modifica sustancialmente. Introducimos aquí

la notación e_w para representar la función exceso de utilidad de una economía con dotaciones iniciales w .

Teorema 4. (De la estabilidad). *Consideremos una economía $E = \{X, u_i, w_i^*, I\}$. Si para $\lambda^* \in ES_{w^*} u$ se verifica $Je_{w^*}(\lambda^*) = n - 1$ existen entonces, entornos W_{w^*} de $w^* = (w_1^*, \dots, w_n^*)$ y Λ_{λ^*} de λ^* tales que, para toda economía representada por $w = (w_1, \dots, w_n)$ con $w \in W_{w^*}$, y tal que $\sum_{i=1}^n w_i = \sum_{i=1}^n w_i^*$ existe $\lambda \in \Lambda_{\lambda^*}$ que verifica la ecuación $e_w(\lambda) = 0$ y además $\text{rank}[Je_w(\lambda)] = n - 1$.*

Demostración. Sea e_{w^*} la función exceso de utilidad correspondiente a la economía regular w^* . Luego, en δ -entorno W_{w^*} de w^* , para δ suficientemente pequeño, toda economía es regular. Sea $\bar{w} \in W_{w^*}$ correspondiente a una perturbación de la economía w^* y sea $e_{\bar{w}}$ la correspondiente función exceso de utilidad. Obsérvese, entonces, que los caminos de Negishi para ambas economías son iguales, por lo que la distancia entre sus funciones de exceso de utilidad puede ser acotada

$$\left| e_{w^*}(\lambda) - e_{\bar{w}}(\lambda) \right| < M\delta, \text{ siendo } M = \max_i M_i \text{ donde,}$$

$$M_i = \max_{x_i} u_i(x_i(\lambda)) \mid \text{s.t. } x_i(\lambda) \in F_i \text{ y}$$

$$F_i = \left\{ x^*(\lambda) : (\lambda, x^*(\lambda)) \in C_N : u_i(w_i) \leq u_i(x_i(\lambda)) \leq u_i(W) \right\}$$

Luego para cada λ^* tal que $e_{w^*}(\lambda^*) = 0$, con λ^* regular, existe $\bar{\lambda}$ en un entorno Λ_{λ^*} de radio $M\delta$ de λ^* , equilibrio regular de la economía perturbada.

Teorema 5. (De la inestabilidad). *Sea $E = \{X, u_i, w_i^*, I\}$ una economía singular. Entonces, toda otra economía con dotaciones iniciales en un entorno de radio $\varepsilon > 0$, suficientemente pequeño, es regular.*

Demostración. Sea $w \in R^n$ la distribución inicial de la riqueza de una economía E . Considere el mapa $e : S_n \times R^{nl} \rightarrow R^n$ definido por $e(\lambda, w) = (e_1(\lambda, w_1), \dots, e_n(\lambda, w_n))$ con

$$e_i(\lambda, w_i) = u_i(x_i^*(\lambda))x_i[x_i^*(\lambda) - w_i], \quad i = 1, \dots, n. \quad (10)$$

En Accinelli (2004), se demuestra que el conjunto:

$$V = \{(\lambda, w) \in S_n \times R^{nl} : e(\lambda, w) = 0\}$$

es una variedad diferenciable y que existe un conjunto $W_0 \in R^{nl}$, abierto y denso, tal que para toda $w \in W_0$, la ecuación $e(\lambda, w) = 0$ $\lambda \in S_n$ tiene a lo más una cantidad finita de soluciones, y todas ellas regulares. Se concluye que el conjunto de economías regulares, es abierto y denso.

La inestabilidad de las economías singulares se deduce del hecho de estar representadas éstas, por un conjunto de dotaciones iniciales $W_1 = (W_0)^c$, complementario al de las economías regulares y por lo tanto, magro. Podemos entonces tener la siguiente intuición, para estos teoremas.

Supongamos que una economía alcanza un equilibrio regular, entonces toda economía que sea obtenida por pequeñas modificaciones en la distribución de las dotaciones iniciales, tendrá un equilibrio regular próximo al anterior. Esto lleva a pensar en que las economías más desarrolladas, que son también las más estables, alcanzan equilibrios regulares. Por otra parte, las economías singulares forman un conjunto magro, por lo que sus economías vecinas serán todas ellas regulares. Perturbaciones en sus fundamentos hacen que dejen de ser singulares, y supone grandes cambios en sus equilibrios. En consecuencia, puede inferirse que las economías de los países emergentes, altamente desiguales e insatisfactorias, están lejanas al bienestar social máximo y más aún, es posible pensar, dada su inestabilidad permanente, que se encuentren en equilibrios singulares.

Por otra parte, la asignación x^* Pareto eficiente que maximiza el bienestar social es tal que se verifican las igualdades $u_i(x_i^*) = u_j(x_j^*)$, para todo $i, j = 1, \dots, n$, lo que supone cierto grado de conformidad de los agentes de una economía con su cesta de bienes correspondiente, pues los niveles de utilidad alcanzados por los diferentes agentes con esta asignación de recursos, son los mismos. Esto confirma que niveles altos de bienestar se alcanzan en economías estables y por lo tanto regulares.

En definitiva, es en las características de la distribución de las dotaciones iniciales de una economía, más que en su cantidad agregada, en donde radica la posibilidad de crisis sociales. Caso evidente es el de una economía como la mexicana, su riqueza total debe ser de las mayores del mundo, no obstante, cualquier cambio fiscal que la autoridad central quiere poner en práctica o pequeñas oscilaciones en los precios de algunos productos, conllevan un movimiento del conjunto de la sociedad en oposición, sean o no sectores sociales directamente implicados en la reforma.

7. La ductilidad de las economías desarrolladas

"Sorge l'aurora."

De la misma manera que en Dasgupta y Ray (1986) se menciona que no existe un vocabulario en la teoría de Arrow-Debreu, que permita referirse a desempleo involuntario o malnutrición como resultado de la distribución inicial de la riqueza, no existe -podemos agregar- una definición de economía desarrollada. La carencia mencionada no disminuye el poder de la teoría de Arrow-Debreu, lejos de ello, permite conseguir una definición precisa del concepto referido. Nuestra definición se centra precisamente en la forma de distribución de la riqueza, más que en el monto de la misma, y quizás por esto mismo sea aún insuficiente. No obstante, en un intento por lograr una primera definición de lo que entendemos en este trabajo por economía desarrollada, podemos afirmar lo siguiente:

Definición 8. Diremos que una economía E_w es *desarrollada* si es regular, y además que para su distribución de riqueza, existe una asignación de equilibrio x^* en la que se alcanza el número de Negishi de la economía. Es decir, si existe una asignación x^* de equilibrio tal para $(\lambda^*, x^*) \in C_N$, se verifica que $V(\lambda^*, x^*(\lambda^*)) = U_{\lambda^*}(x^*)$ es el número de Negishi de esa economía.

La definición de economía desarrollada contempla: por un lado, la estabilidad estructural de la economía, resumida en la regularidad exigida; por el otro, propiedades en la distribución de recursos, de forma tal que en equilibrio, es decir en forma descentralizada, pueda alcanzar su número de Negishi. Es decir, exige un cierto concepto de *justicia* en la distribución de recursos, que le permite alcanzar el máximo bienestar posible, dados los recursos existentes, asegurando a la vez, un igual disfrute de los bienes por todos los agentes económicos. Nótese que la definición deja abierta la posibilidad de existencia de una economía singular con cuya distribución se alcance el número de Negishi.

Naturalmente, puede pensarse que las crisis económicas y sociales, no sólo ocurren como resultado de pequeñas modificaciones en la distribución de las dotaciones iniciales, o como resultados de políticas económicas que las impliquen, (perturbaciones en el sentido de la definición 8). Grandes modificaciones en los fundamentos de una economía pueden producir crisis económicas y sociales. Las economías regulares soportan sin mayores conmociones cambios relativamente pequeños en sus fundamentos: Los equilibrios sociales no se modifican mayormente, su número se mantiene constante y los nuevos equilibrios están próximos a los originales, tal como se desprende del teorema (4), por lo que no asistiremos a grandes transformaciones sociales.

Debe tenerse en cuenta que hablamos de pequeñas modificaciones en la base económica y no grandes cambios, obviamente grandes cambios en la base económica pueden tener como consecuencia importantes repercusiones sociales. La proximidad de una economía desarrollada al máximo nivel posible de bienestar, que supone un nivel de felicidad semejante para todos los agentes económicos, basado en una asignación de recursos de equilibrio relativamente satisfactoria para cada uno, hace pensar que de acuerdo con lo visto en el final de la sección anterior, estas economías se alejen más de las singulares que la de los países del tercer mundo, caracterizadas generalmente por una alta concentración de la riqueza que permiten alcanzar niveles de felicidad absolutamente desiguales.

Como ejemplo, tenemos los efectos redistributivos de la inflación entre 1966 y 1996 en Estados Unidos, período en el que se quintuplicaron los precios, según Dornbusch et al. (1998). Si bien, eso significó una transferencia de riqueza de los acreedores o tenedores de bonos a los prestatarios y de los pensionistas a las empresas; sin embargo, no significó un estallido social por ejemplo de la magnitud como la que acompañó a la crisis de Argentina en 2002.

El desarrollo de la Comunidad Económica Europea supone cambios para las sociedades de los países que la integran, como resultado de ajustes

monetarios y fiscales o acuerdos arancelarios, entre otros, que en períodos relativamente cortos de tiempo han sido absorbidos satisfactoriamente por los diferentes países participantes. Compárese esto con las dificultades que el Mercosur implica para países involucrados, y aun considerando que el Mercosur no implica una integración tan completa como la del Mercado Común Europeo. Las políticas arancelarias y de subsidios son discutidas permanentemente y repercuten fuertemente en toda la sociedad de los países integrantes, por lo que muchas veces quedan dudas acerca de la posibilidad real del cumplimiento de los acuerdos alcanzados.

Conclusiones

*”Or qui all question prima's appunta
La mia risposta; ma sua condizione
Me stringe a seguitare acuna giunt”*

La conclusión más importante que puede obtenerse es que más que en el monto total de recursos de un país, la posibilidad de la aparición de estallidos sociales como respuesta a cambios en la distribución del ingreso, está en la distribución inicial de estos recursos. Un monto *adecuado* de riqueza social acompañada de una distribución *inadecuada* de la riqueza inicial, puede dar lugar a crisis sociales. Los conceptos de distribución adecuada o inadecuada, pueden ser definidos rigurosamente a partir del concepto de número de Negishi. Será adecuada aquella distribución de recursos que permita a la economía alcanzar, en forma descentralizada, el mayor bienestar posible dado el total de riqueza existente; e inadecuada, en otro caso.

Economías igualmente ricas pueden ser más o menos proclives a crisis sociales, dependiendo de la forma de la distribución de su riqueza. Es decir que, economías que sólo difieren en la distribución inicial de su riqueza, pueden alcanzar desempeños muy diferentes e incluso ser una de ellas desarrollada y la otra, no. Una economía que alcance como asignación de equilibrios walrasiano, una asignación x^* que verifica que todos sus agentes están igualmente satisfechos con la cesta de bienes que le corresponde, es probablemente una economía menos proclive a las crisis sociales.

Obsérvese que el seguro de desempleo, así como el impuesto a la renta, son considerados por los macroeconomistas factores atenuadores de la posibilidad de crisis, autores como Dornbusch et al. (1998), los denominan estabilizadores automáticos. Esto es coherente con el hecho de que economías con menor grado de desigualdad en las utilidades correspondientes a sus asignaciones de equilibrio, son más estables y, por lo tanto, más lejanas de ser singulares.

Los males sociales como inflación o desempleo deben disminuirse; sin duda, ello implica que los responsables de la política económica tendrán que tomar decisiones, las que generalmente involucran transferencias de riqueza -al menos en el corto plazo- y con ellas, cambios en los posibles equilibrios de la economía. La existencia de una economía singular restringe ampliamente el margen de maniobra del planificador, cuyos mejores deseos pueden transformarse en un estallido social.

El planificador central de una economía singular podrá tener éxito en su política económica, si tiene las posibilidades de diseñar un plan de acción capaz de mantener constantes los niveles relativos de riqueza de cada uno de los agentes; es decir, si es capaz de diseñar una política que los mantenga en el desfiladero. Si bien las economías regulares son un conjunto de medida total, esto no significa la no existencia de economías singulares; incluso, éstas pueden encontrarse de forma sistemática, más allá del hecho de que cualquier perturbación en los fundamentos de la economía, implicara su desaparición como singularidad.

Las medidas fiscales, aun aquéllas acertadas y que tiendan a disminuir ineficiencias, y que al parecen son supuestamente transitorias, pueden tener amplias e importantes repercusiones en una sociedad que se basa en una economía singular, si suponen cambios en la riqueza relativa de los agentes económicos. Este tipo de repercusiones son características de las economías del tercer mundo, lo que hace pensar que estos países se sustenten sobre economías singulares o muy próximas a serlo. La característica más importante de estas economías es precisamente la inestabilidad estructural y una desigual distribución de los recursos económicos que agudiza la posibilidad de la crisis social.

Conjuntamente con las limitaciones que a la acción del planificador central de una economía singular o vecina, le impone la posibilidad de un cambio abrupto en las relaciones sociales como resultado de su accionar, debemos agregarle el hecho de que el impacto final de las medidas fiscales es estructuralmente impredecible para tales tipos de economía. Esto es, sólo sabemos que éstas se transformarán en una economía regular, pero poco más podemos saber de sus características estructurales futuras.

Por lo general, es aceptado que el dinero es neutral en el largo plazo, es decir que cambios en la producción o en la demanda ocasionados por una cantidad mayor de dinero en el mercado, se revierten en el largo plazo. Obsérvese que esto no es cierto en el caso de economías singulares, en la medida en que existen rigideces, los cambios no son instantáneos, las modificaciones en el nivel de precios implican un aumento en la demanda y presionan los salarios al alza, esto supone cambios en la distribución inicial

de la riqueza, lo que para una economía singular se transforma en grandes cambios en el conjunto de sus equilibrios sociales.

La singularidad desaparece, la economía perturbada será ahora regular, luego es imposible la marcha atrás aún mediante modificaciones graduales en sentido opuesto; ya que economías regulares sólo se transforman en regulares, como respuesta a modificaciones pequeñas de sus fundamentos.

Esta imposibilidad de marcha atrás puede resumirse diciendo que en la singularidad se pierde el principio de continuidad por el cual pequeños cambios en los fundamentos de una economía implicarían modificaciones estructurales del mismo orden, Balasko (1987). Por lo que el dinero, en la medida en que existen rigideces, no es neutral para las economías singulares.

Como conjetura, queda planteada la regularidad de una economía cuya distribución inicial permita alcanzar en equilibrio el valor de Negishi, o al menos la regularidad de un equilibrio cuya asignación de recursos corresponda a aquélla en la que se alcanza el valor de Negishi de la economía.

Finalmente, diremos que en la potencialidad del método de Negishi, se basan posibles líneas futuras de trabajo. Dicha potencialidad no radica solamente en el hecho de que relaciona base económica y comportamiento social, sino también en que permite que muchas de las conclusiones acá obtenidas pueden extenderse, en la medida en que el método prescinda de la función de demanda, al caso en que los espacios de consumo de los agentes son subconjuntos de espacios de dimensión infinita.

Es decir, el método permite generalizar resultados conocidos para el caso de economías modeladas en espacios finitos al caso de economías modeladas en espacios infinitos. La función exceso de utilidad para economías infinitas apareció inicialmente en Karatzas et al. (1986). En dicho trabajo, el objetivo era encontrar un conjunto de precios y una asignación de activos de equilibrio, dicha función jugó un papel instrumental.

Su importancia pasa desapercibida, en el momento, como instrumento para extender a estas economías resultados ya conocidos en el caso de economías con finitos bienes. Es posible que en el marco de economías con infinitos bienes puedan mitigarse los desastres que las crisis sociales pueden traer consigo; la posibilidad del intercambio de bienes en mercados futuros puede dar lugar a seguros contra crisis y de esta forma encontrar un mitigador de desastres. La redistribución de activos y la existencia de seguros podrán transformarse en una herramienta que suavice las imperfecciones de la distribución inicial de la riqueza. Si es así, los propios mecanismos de mercado podrán evitar las futuras crisis sociales.

Referencias

- Accinelli, E. (2007) "Structural stability, Morse's lemma and singular economies" Documento de Trabajo. Universidad de la República. Facultad de Ciencias Sociales. Departamento de Economía.
- Accinelli, E. (2005) Elementos de la topología y de la teoría de conjuntos en la teoría del equilibrio general. Editorial Eon-sociales.
- Accinelli, E. (2004) "About manifolds and determinacy in General Equilibrium Theory", *Estudios de Economía*. Vol. 30 Num. 2, pp. 169-178.
- Accinelli, E., Puchet, M. (2005) "Could catastrophe theory become a new tool in understanding singular economies?" *Lectures Notes in Economics and Mathematical Systems*. Springer Verlag 551, Chapter 8.
- Accinelli, E., Puchet, M. (2000) "Economías Singulares". Documento de Trabajo 09/00. Universidad de la República. Facultad de Ciencias Sociales. Departamento de Economía.
- Accinelli, E., Plata, L., Puchet, M. (2007) "The Fenchel duality theorem and the Negishi approach", *Brazilian Journal of Business Economics*, 7(1), 43-46.
- Accinelli, E., Brida, G., Plata, L., Puchet, M. (2008) "Bienestar Social, óptimos de Pareto y equilibrios walrasianos", *El Trimestre Económico*. Vol. LXXV, Número Especial, enero 2008, pp. 125-133.
- Accinelli, E. (1996) "Some remarks about uniqueness of the equilibrium for infinite dimensional economies", *Estudios Económicos*, Vol. 11, issue 1, pages 3-31.
- Allen, B. (1984) "On the finiteness of the equilibrium price set", CA-RESS Working Paper 85-03, University of Pennsylvania.
- Araujo, A. (1987) "The non-existence of smooth demand in general Banach spaces", *Journal of Mathematical Economics* 17, 1-11.

- Balasko, Y. (1987) *Foundations of the Theory of General Equilibrium*. Academic Press.
- Balasko, Y. (1997a) "Equilibrium analysis of the infinite horizon models with smooth discounted utility functions", *Journal of Economics Dynamics and Control* 21, pp. 783-829.
- Balasko, Y. (1997b) "The natural projection approach to the infinite horizon models", *Journal of Mathematical Economics* 27, 251-265.
- Dasgupta, P., Ray, D. (1986) "Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Theory", *The Economic Journal* 96, pp. 1011-1034.
- Dasgupta, P., Ray, D. (1987) "Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Policy", *The Economic Journal* 97, pp. 177-188.
- Dahklia, S. (2005) "The Boardman stratification of aggregate excess demand: An Lean" Working Paper, University of Alabama.
- Debreu, G. (1970) "Economies with infinite set of equilibria", *Econometrica* 38, pp. 387-392.
- Dierker, E. (1974) *Topological methods in walrasian economies*. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems 92. Springer Berlag. Berlin.
- Diewert, W. (1982) "Duality approaches to microeconomic theory", *Handbook of Mathematical Economics*, Vol. 2, pp. 535-599. Elsevier.
- Dornbusch, R., Fisher, S., Startz, R. (1998) *Macroeconomics*, Mc. Graw Hill.
- Golubistki, M. Gullemin, V. (1973) *Stable Mappings and Their Singularities*. Springer Verlag.
- Karatzas, I., Lehoczky, J., Setti, S., Shreve, S. (1986) "Explicit solution of a general consumption/investment problem", *Mathematics of Operation Research*, 11, pp. 261-294.
- Mantel, R. (1974) "On the characterization of aggregate excess demand", *Journal of Economic Theory*, Num. 7 Vol. 3, pp. 348-353.
- Mas-Colell, A. (1975) *The theory of general economic equilibrium: A differential approach*. Cambridge University Press.

Mas-Colell, A., Nachbar, J.H. (2003) "On the finiteness of the number of critical equilibria, with an application to random selections", *Journal of Mathematical Economics*, 20, pp. 397-409.

Mas-Colell, A., Whinston, M., Green, J. (1995), *Microeconomic Theory*, Oxford University Press.

Negishi, T. (1960) "Welfare economics and existence of an equilibrium for a competitive economy", *Metroeconomica* 12, 92-97.

Trockel, W. (1984), *Market demand: An analysis of large economies with non convex preferences*. *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems* 223, Springer Verlag.

Zeidler, E. (1993), *Non linear functional analysis and its applications*, Springer Verlag.

Decentralization: Panacea or Pandora's Box? Fiscal Perversity in Mexico*

Roberto Guerrero Compeán¹

Fecha de Recepción: 15 II 2008

Fecha de aceptación: 13 X 2008

Abstract

Advocacy for decentralization has grown in Mexico at a rapid pace during the last decade. The gains of decentralization, however, are rather unclear and many times the assumptions and the outcomes of the process depart from the standard theory of fiscal federalism. There are serious drawbacks that should be considered before fully endorsing any decentralization program. As decentralization has progressed in Mexico, for instance, it has become evident that most of Mexican states have incurred in large fiscal deficits, majorly due to excessive overspending. This paper explains the reasons why such a trend has been observed in recent years based on a simultaneous equation model of state revenues and expenditures. The results suggest that increases in fiscal deficits are significantly associated with more intense political competition at the subnational sphere, the stage of the political business cycle, and fiscal perversity caused by political decentralization. This implies that regions expect to be bailed out by the federal government in case of financial trouble and thus do not have an incentive to observe fiscal discipline.

Keywords: *decentralization, fiscal perversity, Mexico.*

Resumen

El impulso al proceso de descentralización en México se intensificó rápidamente durante la última década. Sin embargo, los beneficios de la descentralización son inciertos, y en numerosas ocasiones los supuestos y resultados del proceso departen de la teoría tradicional del federalismo fiscal.

*El título en español es *Descentralización: ¿Panacea o caja de Pandora? Perversidad fiscal en México.*

¹ Department of Urban Studies and Planning, Massachusetts Institute of Technology.
Correo electrónico: rgc@MIT.EDU

Los procesos de descentralización presentan serias limitaciones que deben ser tomadas en cuenta antes de apoyar políticas que los favorezcan. Por ejemplo, mientras que la descentralización se consolidaba en México, era evidente que la mayoría de las entidades federativas incurrían en mayores déficit fiscales, principalmente ocasionado por un excesivo gasto público. Con base en un modelo de ecuaciones simultáneas para el ingreso y gasto de las entidades federativas, este trabajo explica las razones por las cuales esta tendencia ha sido observada en años recientes. Los resultados sugieren que mayores déficit fiscales están estadísticamente asociados con mayor competencia política en la esfera subnacional, la fase del ciclo político de negocios, y la perversidad fiscal ocasionada por la descentralización política. Esto implica que las regiones esperan ser rescatadas por el gobierno federal en caso de encontrarse en problemas financieros y, por tanto, no tienen incentivos para observar disciplina fiscal.

Palabras clave: descentralización, perversidad fiscal, México.

Clasificación JEL: H72, H77, R51.

Introduction

Advocacy for decentralization has grown throughout the world in the last decade. Public policies and institutional political processes worldwide have been biased by multilateral organizations, among them the World Bank and the International Monetary Fund, which tend to support decentralization processes with uncharacteristically strong and enthusiastic propaganda. Even though it is well documented that centralization, done badly, is the source of economic and social problems, the argument that intergovernmental agencies have always attempted to demolish the proposition for centralization is also valid; probably because it is considered a main source of corruption and inefficiency (World Bank, 2000).

It is often claimed, and rightly so, that centralization is embedded with difficulties, both in nature and implementation. Conversely, decentralization appears as an advantageous scheme due to the more efficient provision of services and its contribution to strengthening democracies (Tiebout, 1956). In theory, decentralization, properly designed and implemented, certainly has an enormous potential to improve the efficiency of the public sector bureaucratic apparatus. Yet, in practice, the gains of decentralization are rather unclear and many times the assumptions and the outcomes of the process depart from the standard theory of fiscal federalism. Just like centralization is not a flawless process, there are serious drawbacks that should be considered before fully endorsing any decentralization program.

Full or “pure” decentralization has proved to be a theoretical panacea in the fiscal federalism theory (Tiebout, 1956). In its design stage, and usually in practice, nonetheless, decentralization lacks the clarity, transparency, stability and well-defined rules of the game that are paramount for its success (Prud’homme, 1995; Dabla-Norris, 2006). Mexico’s record, it will be evidenced, is a noticeable testimony that decentralization has failed to become the vivid panacea for public finance that Tiebout envisioned; rather, it is the opened Pandora’s box that unchained the evils of fiscal perversity of subnational governance.

The conception of this paper emerges from the large fiscal deficits of the Mexican states, majorly due to excessive public spending. It determines how increasing political competition at the subnational sphere has affected the fiscal behavior of states and municipalities alike. My purpose here is not to characterize an ideal society, but rather to investigate how society is. Thus, the normative study of the assignment of responsibilities between the federal, state and local governments is beyond the scope of the present analysis. In this particular case, institutions should be regarded as given and hence the analysis should focus on their effect on the states’ fiscal balances.

For one to comprehend the fiscal behavior of the Mexican states, it is essential to acknowledge that their fiscal balances are heterogeneous, that is, fiscal deficits differ in magnitude amongst states. Based on the methodology of Velázquez (2002), and in order to analyze the specific political and economic factors that influence state fiscal behavior in Mexico, a simultaneous equation model of state revenues and expenditures using data from 1989 to 2005 will be estimated. It is not uncommon to find in the public policy and fiscal literatures numerous attempts to determine the sources of revenues, expenditures and fiscal crises. Research, however, has failed to investigate the subnational component, particularly the role that politics plays in the fiscal behavior of states and municipalities (Calsamiglia, X. et al., 2004).

Two relevant reasons become apparent for the study of fiscal behavior at the local and state levels: first, Mexico is under an ongoing decentralization process (World Bank, 2000), and second, state fiscal deficits exert pressure on the federal government (Prud’homme, 1995). In the last two decades, decentralization in Mexico may be characterized as a process beginning in the earlier 1990s with the implementation of Solidaridad’s Municipal Funds for local project developments, under the administration of Carlos Salinas De Gortari. The consolidation stage of Mexican decentralization efforts, however, took place under the “New Federalism” agenda of Ernesto Zedillo, which aimed to increase the amount of federal revenue allocated to state governments, reform the health sector to give states new responsibilities in terms of medical services, continue the Solidaridad Municipal Funds (now

known as Municipal Social Development Funds), and give municipalities resources for the creation of social infrastructure, education, and health after the creation of a new law for fiscal coordination in 1997, which created the well-known Category 33 of the national budget². In 2000, the regulatory role and policymaking autonomy of the local governments was strengthened after an amendment of the Article 115 of the Constitution. The Fox administration continued to support decentralization, and implemented his so-called Program for Authentic Federalism, aiming to improve intergovernmental relations and increase transfers to local governments, given the commencement of a true political liberalization process (Grindle, 2007).

A typical phenomenon observed mainly in less developed federative systems is the unbalance between revenue and expenditures of the subnational governments. Needless to say, in the long term, such imbalances may generate fiscally troublesome adjustments and affect national macroeconomic stability (Dabla-Norris, 2006). Prud'homme (1995) provides a good illustration of the effects of large state deficits in Argentina, Brazil and former Yugoslavia. Mexico is not immune to large state fiscal deficits, yet it should be acknowledged that, at least for now, state fiscal deficits in Mexico do not threaten the national macroeconomic management because their share in the portfolio of the financial system is still relatively small (Giugale, Hernández Trillo, and Oliveira, 2000).

The 1980s were a period of fiscal stability (World Bank, 2000). Yet, from 1989, state fiscal deficits rose significantly. A few years later, the crisis of 1994-1996 further increased them. In fact, from 1989 to 1996, per capita state fiscal deficits (in 2002 Mexican pesos) grew in average 10,195 percent. This can be translated into an annual rate of 66 percent.

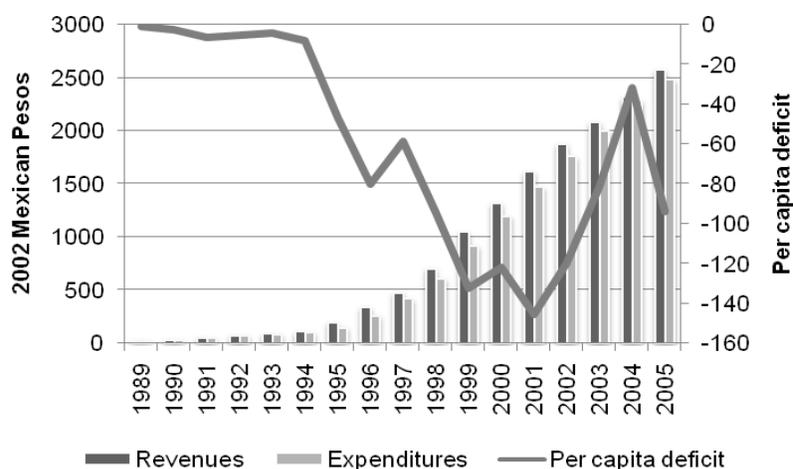
This paper is organized as follows: first, a succinct descriptive fiscal analysis of the Mexican states is presented. From this analysis, two important conclusions can be drawn: on the one hand, the last decade has been one of large increases in state fiscal deficits; on the other hand, Mexican states have proven to show divergent fiscal trends. The second section reviews the current literature on fiscal imbalances. In the third section, an empirical model of fiscal behavior of the Mexican states will be constructed, based on political-economy determinants of fiscal behavior at the subnational level. The last section concludes.

² Through the Category 33 (Ramo 33) mechanism, the federal government committed to allocating significantly more resources to the local governments.

1. Fiscal Deficits in the Mexican States: an Increasing Trend

Starting in the earlier 1990s, Mexican states experienced large fiscal deficits after a period of relative stability (World Bank, 2000; Velázquez, 2002). Furthermore, the Mexican states reached in 2001 their worse financial situation to record. Graph 1 shows that by 2001 the aggregate per capita deficit was 145 Mexican pesos, quite a different situation from 1989, where the aggregate per capita deficit was 77 cents. It is straightforward that expenditures during the 1990s grew at higher rates than revenues, while in 1989 fiscal equilibrium was practically attained. Notice that due to the crisis of 1994-1996 skyrocketed state fiscal deficits. In fact, from 1989 to 1996, per capita state fiscal deficits in 2002 Mexican pesos grew in average 10,195 percent, an annual rate of 66 percent. By 1996, the large amount of outstanding debt in 25 states (out of 32) led the federal government to carry out an emergency stabilization program. Hernández Trillo, Díaz Cayeros, and Gamboa González (2002a, p. 25) describe succinctly and accurately the timeline of events prior and after the emergency stabilization program: “by 1994 many states were highly indebted. On average total debt represented 80 percent of the total annual disposable income of the states. When the financial crisis of December 1994 erupted, interest rates more than quintupled, from a one-month Certificados de la Tesorería rate of 13.8 in November 1994 to 74.8 in April 1995, and subnational governments simply could not keep servicing their debts. This was partially due to a lack of financial instruments to absorb external shocks. At the same time, commercial banks were experiencing liquidity and capitalization problems. For these reasons, the federal government came under pressure from the states and commercial banks to provide a major bailout. As a result, the federal government implemented a program called Financial Strengthening Program for States (Programa de Fortalecimiento Financiero de los Estados, or PFFE). This program cost around 7 billion pesos in 1995, representing more than 17 percent of the transfers for the year and about 10 percent of non-contingent subnational government debt. This program continued until 1998 with about the same annual figure in real terms”.

**Graph 1. Aggregate Revenues, Expenditures and Fiscal Balance of the Mexican States
(2002 Mexican Pesos Per Capita)**

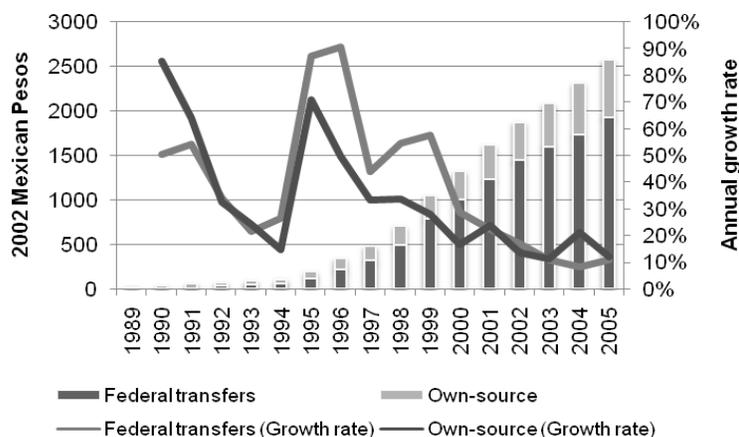


Source: The author, based on the National Institute of Statistics, Geography and Information (Mexico) and Ministry of Finance of Mexico City.

Note: Per capita revenues are own-source revenues only. Per capita expenditures exclude debt-related expenditures.

In Graph 2, aggregate state per-capita revenues in 2002 Mexican pesos are presented and broken down by own-source revenues and federal transfers. In general, according to the data, federal transfers grew faster than own-source revenues during the period of study. Note that after decreases in 1990 and 1993, the ratio of federal transfers over total revenue increased from 55.4 percent in 1993 to 74.8 percent in 2005. Conversely, own-source revenue (state taxes, charges and fees) declined from 44.6 percent to 25.3 percent, mainly due to a decline in tax collection. Tax collection as a percentage of total revenue decreased from 23.5 percent in 1993 to 12.2 percent in 2005.

Graph 2. Aggregate State Revenues
(Absolute Values in 2002 Mexican Pesos),
and Annual Per Capita Growth Rate



Source: The author, based on the National Institute of Statistics, Geography and Information (Mexico) and Ministry of Finance of Mexico City.

A valid inquiry is to know whether this aggregate behavior was not driven by a few outlier states with excessively high fiscal expenditures. According to the data, this is not likely to be the case. In general, all states presented a similar evolution of their fiscal conditions. If the fiscal situation of states before and after the financial crisis of 1995 is compared, 26 of 32 states presented more sound fiscal balances in the period 1989-1995 than in the period 1996-2005. Similarly, Velázquez (2002) shows that the fiscal behavior of states was fairly homogeneous during the period 1983-1992.

Table 1. Per Capita Fiscal Balance, by State, 1989-2005
(2002 Mexican Pesos Per Capita)

STATE	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	
AGS	0.11	4.02	0.63	-1.46	-4.40	-4.08	-11.95	-13.30	-14.20	-22.68	-30.12	2.82	57.76	-38.95	41.20	-41.76	38.29
BCA	0.02	6.19	0.96	-1.48	9.28	2.16	0.69	8.25	-22.19	5.54	39.33	-2.82	2.92	14.05	51.71	-6.63	8.02
BCS	0.08	-0.57	-4.12	-1.75	29.07	7.86	17.53	-17.68	24.45	-45.43	-19.32	-60.86	38.02	-10.95	39.05	-94.18	-344.99
CAM	0.81	-1.62	-0.87	3.09	-1.86	-2.80	-7.00	-8.59	-9.01	-13.28	-44.41	17.20	-48.83	-23.65	48.95	-41.19	
COA	0.38	-0.46	0.96	1.32	-1.05	5.92	4.34	-9.45	-13.87	-12.23	2.20	6.50	-26.22	10.26	6.50	20.48	22.66
COL	-0.70	-0.22	-1.93	-1.76	-0.19	-2.10	-2.28	3.48	-39.82	-48.85	-11.62	18.52	86.44	105.13	-91.26	-54.84	-42.52
CHS	-0.08	0.69	1.34	-0.16	0.06	1.06	2.24	-6.77	-4.46	3.31	-17.66	-50.76	15.34	-77.49	-38.22	133.20	-155.64
CHI	-1.47	1.85	-70.78	-48.43	-69.30	-97.26	-488.11	-821.13	-779.73	-121.11	-1104.1	-1104.1	-1074.0	-804.59	-423.45	-663.62	-48.44
DFO	0.06	0.05	-0.57	-0.76	2.44	2.64	-1.10	-3.48	-7.51	-4.86	-41.34	-13.52	-11.27	11.60	-3.62	-24.31	11.90
DOO	0.02	0.32	0.85	-0.15	0.47	3.28	-1.36	-1.65	4.55	-39.52	-25.79	-16.09	-94.12	-68.88	29.98	-35.46	-95.72
GTO	-0.01	-0.01	-0.67	-0.02	-1.34	-1.29	-0.27	-0.21	-9.96	6.76	-73.96	-19.33	-6.30	-18.02	-13.12	-3.44	0.15
HGO	-0.01	-0.01	0.03	-0.63	3.02	1.80	-8.03	-7.10	-19.70	-66.71	-32.72	-9.88	-26.87	-11.64	20.85	-114.91	86.25
JAL	-1.31	-0.45	0.02	0.81	3.76	0.61	-3.82	3.08	-0.16	-20.27	-23.15	-67.32	-92.57	-100.39	-5.93	18.59	93.19
MEX	0.25	2.57	0.94	0.72	1.76	1.23	-1.11	-5.76	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85
MOR	0.31	0.62	0.94	0.15	1.16	0.15	-1.11	-5.76	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85	-14.85
MOR	0.68	0.84	5.18	3.85	6.39	2.88	-5.48	-18.47	-21.46	-8.83	-12.19	33.92	49.41	62.42	101.21	360.13	-231.22
NLE	-0.55	-0.65	-1.39	-1.43	-0.17	-3.83	-4.17	-4.92	-3.16	-49.83	-12.19	33.92	49.41	62.42	101.21	360.13	-231.22
OAX	0.02	0.05	-0.17	-1.13	-1.75	-0.30	-0.11	-3.86	-6.26	3.80	-23.08	-19.90	-16.68	-9.87	-144.63	43.35	-18.70
PUE	0.04	0.00	0.68	3.13	2.34	0.04	1.10	0.01	5.83	-14.23	-18.37	-21.77	-47.01	-91.56	-74.23	70.60	-294.15
QUE	-0.21	-0.20	0.14	-0.55	-3.42	5.00	-4.04	-6.76	1.88	-7.52	-39.63	-24.55	24.17	16.33	76.80	-27.07	91.23
QUJ	0.94	1.72	5.10	3.04	22.47	-5.75	-13.70	-37.18	-60.76	-36.16	-17.21	-10.79	-20.16	-83.77	-12.34	9.51	-239.94
SLP	0.06	-0.09	-0.49	-0.10	-2.68	-0.76	0.99	-7.13	-7.09	-15.66	2.38	11.96	-31.71	20.50	-39.09	7.53	13.71
SIN	0.83	-0.61	-0.11	1.87	4.17	1.22	2.37	-8.24	-12.78	-10.36	-69.97	-59.42	-51.81	-27.78	-122.48	-1.00	-138.32
TAB	1.66	1.74	3.07	-4.14	7.63	10.05	7.36	-8.24	-12.78	-10.36	-69.97	-59.42	-51.81	-27.78	-122.48	-1.00	-138.32
TAM	1.79	1.68	6.31	-0.51	1.23	-1.10	-4.48	-110.41	-16.71	-296.37	-225.58	-76.97	-213.38	40.11	9.64	-62.96	-100.12
TAM	-0.14	0.25	-0.42	0.82	5.85	5.52	6.11	-13.79	-10.16	-40.02	-39.12	-22.45	22.91	14.00	69.09	-340.35	-17.64
TLA	0.05	0.09	0.75	1.11	0.45	1.68	6.28	-10.02	2.27	-16.66	-39.12	-22.45	22.91	14.00	69.09	-340.35	-17.64
VER	0.00	0.09	0.02	1.08	0.93	-4.27	-0.67	-3.34	-23.00	-3.50	11.84	-14.98	17.18	-2.84	-33.81	11.09	-47.69
YUC	0.85	-1.58	-0.75	-1.14	-0.80	-2.02	-3.15	-6.18	-6.84	0.38	-13.78	0.79	-0.49	-0.88	32.90	15.71	-48.96
ZAC	0.14	-0.09	-0.67	-0.57	0.33	-1.93	0.84	-7.68	-12.34	-15.33	-38.69	9.93	18.30	62.56	-0.81	-14.83	-92.86
Mean	-0.77	-2.69	-6.49	-4.95	-4.33	-7.78	-46.27	-80.10	-59.22	-93.92	-132.19	-121.82	-119.27	-91.07	-31.48	-93.39	
Standard deviation	1.58	6.05	12.78	8.77	14.62	17.80	86.46	145.17	94.79	142.73	212.75	194.09	254.46	195.12	163.03	124.84	148.93

Source: The author, based on the National Institute of Statistics, Geography and Information (Mexico) and Ministry of Finance of Mexico City.

Note: Per capita revenues are own-source revenues only. Per capita expenditures exclude debt-related expenditures.

Understanding the differences in fiscal behavior amongst states is necessary in order to make sense of the fiscal model to be introduced in the next section and comprehend the effect of state revenues and expenditures. From Table 1, differences at the subnational are clear: whereas some states exhibit large deficits, others have shown fairly sustained, albeit rather modest, surpluses. Notice that fiscal behavior has become more divergent over time, as reflected by larger standard deviations. For instance, whereas in 2005 the state of Quintana Roo had a fiscal surplus of over 113 pesos per capita, the Federal District had an outstanding fiscal deficit of 664 Mexican pesos per capita. Likewise, whereas the standard deviation of fiscal balances was of 1.58 pesos in 1989, in 2005 it rose to almost 150 pesos.

2. Fiscal Perversity

Fiscal behavior, both at the national and subnational scales, has been studied to detail in the economic and sociopolitical literatures. Yet, due to the persistent state and local fiscal crises that have taken place in developing countries, a new body of literature has emerged in the last few years focusing on what is defined as “fiscal perversity”. A region is said to be “fiscally perverse” when it expects to be bailed out by the federal government in case of financial trouble. Dabla-Norris (2006), Hernández Trillo, Díaz Cayeros, and Gamboa González (2002a), and Prud’homme (1995) point out that states do not have an incentive to observe fiscal discipline once they know that the federal government will rescue them in case of debt default.

Two phenomena may explain why Mexican states are likely to be fiscally perverse. On the one hand, the Mexican Fiscal Coordination Act forces the federal government to absorb potential debt of federative entities via transfer deductions (Fiscal Coordination Act, 2006, Giugale, Hernández Trillo, and Oliveira, 2000)³. In other words, as Velázquez (2002) points out, “if a state cannot pay its debt, the lender bank just has to tell the federal government [which] will deduct from the federal transfers of that state the amount necessary to pay the debt. Thus contrary to the normal case where borrowers get out of the credit market if they repudiate their debt, states in Mexico do not suffer from this consequence since the banks always recuperate their money”. On the other hand, the Fiscal Code, among other fiscal laws, forces the federal government to give additional transfers to states in budget trouble (as in years 1994-1996; see Graph 2) instead of punishing them for defaulting on their debt (Fiscal Code, 2007)⁴. As pointed

³ Congress of the Union, Ley de Coordinación Fiscal (last update as of December 27, 2006), <http://www.cddhcu.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/31.pdf>.

⁴ Congress of the Union, Código Fiscal de la Federación (last update as of January 30, 2007), <http://www.cddhcu.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/8.pdf>.

out before, in Mexico federal transfers represent over 70 percent of state revenues (approximately 75 percent in 2005) and thus are fiscally relevant for the states' expenditures (see Graph 2).

Now I proceed to define the major political and economic drivers of the divergent fiscal behaviors observed in Table 1.

2.1. Political Determinants of State Fiscal Deficits

As pointed out by Prud'homme (1995), those politicians that are not able to secure the election and face strong political competition are more often than not induced to surpass the limits of conscious public spending and misuse the budget for propagandistic purposes. Another recent political phenomenon to factor in, which is probably more idiosyncratic to the Mexican experience, is that after the Zedillo administration, the intergovernmental power relation changed. Today state governors are not as intensively scrutinized by or subject to the president (Velázquez, 2002).

In the last decade, elected governors have emerged from their own local or state political institutions, rather than from the Mexico City political scene. As Hernández Trillo, Díaz Cayeros, and Gamboa González (2002b) state, "the relative importance of local politicians, especially governors, has reshaped the financial relationship between the federal and state governments, weakening local fiscal discipline and increasing the likelihood of federal bailouts". This phenomenon became more recurrent once that major political parties opened their candidate nomination processes to the public in fairly democratic conventions. In contrast, two or three decades ago they were designated by "*dedazo*", or the point-fingering of the candidate. The term is symbolic, referring to the Institutional Revolutionary Party's tradition of allowing the incumbent president to appoint the nominees for state governorships, whereas voters were not allowed to take part in the nomination of any party's contender.

Cornelius (1996) points out that political parties realized that local candidates, because of their local knowledge and their more local support and regionalism, are more likely to win the election than *dedazo* candidates. Logically, this type of "local" governor does not entirely owe its position to the president, so as a consequence she is more independent from the center and more responsive to her constituency than to the president. Hence, assuming expenditures and taxes affect the well-being of citizens, a local governor will be more prone to run deficits if the fiscal federal system allows it. Also, state governors may promote excessive public spending given that they have more economic and political interests within the state. It is difficult to avoid a governor belonging to a prominent local elite from awarding major infrastructure projects that benefit this elite. Furthermore,

state governors who need to secure their position within the élite are often pushed to condone taxes or other payments to friends and allies. It is also true that state governors are likely to use expenditures to gain political support within their elite (Velázquez, 2002).

Fiscal deficits are also explained by the political business. The political business cycle is an alternative theory stating that when an administration of any hue is elected, it initially adopts a contractionary policy to reduce spending and gain a reputation for economic competence. It then adopts an expansionary policy in the lead up to the next election, hoping to achieve simultaneously growth in new infrastructure and low unemployment on Election Day. In Guerrero Compeán (2005), I concluded that political business cycles do exist at the state level in Mexico. In particular, I found that spending cuts and tax increases are smaller when state governments are about to stand for elections. I also showed that if opposition parties are very likely to win, state governments tend to increase their spending and thus incur in fiscal deficits. This logic is reflected by the data: after 1992, the year when decentralization started to gain momentum, fiscal deficits soared, and from 1997 to 1999, prior to the Institutional Revolutionary Party's electoral debacle and when political competition was severe, they grew at an even faster pace (Graphic 1).

2.2. Economic Determinants of State Fiscal Deficits

Economic factors also account for state fiscal deficits (Prud'homme, 1995). Of these factors, by far the most important are the economic characteristics of the states; variables such as per capita income, federal transfers, employment, federal public investment and transfers affect directly state revenues and expenditures. Likewise, Dabla-Norris (2006) also notes that demographic factors may affect the fiscal system. Yet, demography seems less relevant in the case of Mexico for the time horizon considered here, as states do not provide many public services and large welfare programs are controlled by the federal government. It should be pointed out, however, that large cities in Mexico have expanded their spending in public services over the past decade. The following is an explanation of the economic variables to affect the fiscal system.

Higher per capita incomes imply larger revenues. The richer the people, the larger the tax base for state governments. The mechanics is rather simple. As discussed by Netzer (2003), wealthier people usually demand more and better public services. If so, this theorizes that such people would agree to have their taxes increased to finance the improved supply of services.

Federal transfers affect both total revenues and own-source state revenue, yet they are exogenous because they do not depend on the fiscal

behavior of the state in question. Prud'homme (1995) and other scholars claim that federal transfers reduce the incentives of state governments to collect taxes and revenue. Similarly, federal transfers also affect expenditures. More federal transfers increase the resources to spend. In a country like Mexico where transfers represent over 70 percent of state revenue (Graph 2), this is an important factor.

Employment rates also affect the economic system. High unemployment is translated into fewer taxes collected. Velázquez (2002) underscores that in Mexico there is no unemployment insurance, nor large welfare benefits at the state level (the few welfare programs in Mexico's history like Solidaridad or Oportunidades are federal initiatives), thus employment does not directly affect expenditures —as it may be in the United States— but it may reduce revenues.

Federal public investment affects state expenditures in two opposite ways. First, a crowding-out effect is observed because federal public investment may reduce the need of using state resources. Conversely, federal public investment generates a crowding-in effect because federal public spending may stimulate state expenditures by augmenting the marginal productivity of such state expenditures (Rodden et al., 2003).

Another variable that also accounts for state fiscal deficits is the interest rate (World Bank, 2000). Needless to say, this is a variable that does not vary across states. It tries to reflect the stance of the national economy and it serves to control for changes that affected all states through time, i.e., the financial crisis of 1995. Low interest rates should induce more public spending since it is less costly to get credit and projects become more profitable. Moreover, this variable is a proxy for the economic conditions at the national level, which might affect state behavior by changing the perception of subnational governments about possible bailouts by the federal government (Velázquez, 2002).

3. An Econometric Analysis of Fiscal Deficits

This section is based on the empirical analyses of the public expenditure decisions in large U.S. cities and the Mexican regions carried out by Hu and Booms (1971) and Velázquez (2002), respectively. Yet, whereas Hu and Booms (1971) carry out a cross-section analysis, I use a panel data framework. Likewise, Velázquez's (2002) analysis covers the period 1983-1992; whereas I focus on a most recent and probably more interesting time period, that of 1989-2005, when decentralization policies are already in action. My analysis consists of a simultaneous equation model of revenues

and expenditures with state individual data from 1989 to 2005, the last year with data available at the state level.

Assume that state i in each period t spends E_{it} , collects R_{it} , and borrows B_{it} , thus satisfying the budget constraint:

$$E_{it} = R_{it} + F + B_{it} \quad (1)$$

where F are federal transfers. The state i maximizes its utility based on the following function:

$$U_i = U(E_{it}, R_{it}, F, B_{it}, X_{it}, Y_{it}, \varphi_{it}) \quad (2)$$

Where X and Y are vectors representing exogenous variables affecting expenditures and revenues, respectively, and φ is a vector that captures institutional and political variables. In each period t , the state maximizes U subject to the budget constraint in Equation (1). The optimization process yields reduced-form functions for $E_{it} = (R_{it}, F, X_{it}, \varphi_{it})$ and $R_{it} = (E_{it}, F, X_{it}, \varphi_{it})$. Borrowing is determined once spending and revenues are chosen (Velázquez, 2002). This produces the following simultaneous equation model of revenues and expenditures:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_{it} + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 F_{it} + \beta_4 \theta_{it} + \beta_5 S_{it-1} + \beta_6 Y_{it} + \beta_7 M_{it} + \beta_8 \epsilon_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

$$E_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 Y_{it} + \alpha_3 F_{it} + \alpha_4 I_{it} + \alpha_5 S_{it-1} + \alpha_6 Y_{it} + \alpha_7 M_{it} + \alpha_8 \epsilon_{it} + \nu_{it} \quad (4)$$

Y_{it} is per capita income in 2002 Mexican pesos for state i in year t . For the period 1993-2005, the data were obtained from the National Institute of Statistics, Geography and Information of Mexico online database. Official state gross domestic product (GDP) estimations do not exist for the period 1989-1992. Yet, Germán-Soto (2005) derived state GDP estimates for the period 1940-1992 based on the sensibility coefficient of an ordinary least-squares regression adjusted by a cross-section conciliation method. I used his estimations for years 1989-1992.

r is the inflation-adjusted three-month Certificados de la Tesorería interest rate. This rate is the monthly average rate of three-month Federal Treasury bills. Notice that given this is a national variable, $r_{it} = r$.

F_{it} , S_{it} and I_{it} are federal transfers to the states, state fiscal balance and federal public investment in the states for state i in year t , respectively. These data were used in per capita terms and were obtained from the National System of Municipal and State Databases. As mentioned before, it is claimed that federal transfers reduce the incentives of the local government to collect revenue. A negative coefficient would confirm this idea. Similarly, a negative (positive) previous-year-fiscal-balance coefficient in the expenditure (revenue) equation would mean that states do not adjust for the previous fiscal balance. Finally, a positive sign in the federal public investment coefficient would mean that federal public investment induces more state expenditures.

e_{it} is formal employment for state i in year t . All state-level data on formal employment are from the Ministry of Labor.

Y_{it} is a set of dummy variables that measures how local or central a governor is. Following the same classification used by Velázquez (2002), I classified governors as “very local”, “local”, “central” and “very central”⁵. The variable can take the values of 0, 1, 2 and 3. A governor who never had a public position in the state or local level is classified as “very central” and has the value of 0. Governors who were federal congressmen once or worked less than six years at the state or local level had a mark of 1. Governors who occupied any kind of state or local public post for at least six years in addition to federal positions received a value of 2. Finally, governors whose public positions were all at the state or local level had a 3. This variable was constructed by reviewing the biographies of the governors. The main source of information was the government website e-local, www.e-local.gob.mx, which contains information for all the states and municipalities of Mexico

⁵ This variable is a proxy for political decentralization. Often analysts claim that other proxies for political decentralization may include the relationship between the political affiliation of governors and the president, or whether the majority of the state congress belongs to the governor’s political party. However, both proxies present deficiencies. The first proxy assumes that decentralization should be defined in terms of party favoritism. Even though such favoritisms have been observed in the Mexican political arena more often than not, such a proxy is limited in that it is unable to capture the effect of the governors’ background, which is associated to political decentralization and fiscal perversity. As previously discussed, state governors may promote excessive public spending if they have more economic and political interests within the state. The second proxy fails to capture the interaction between the center and the state, which is by all means essential to understand decentralization processes.

for at least 40 years. The information obtained from e-local was complemented with information from the states' official government and transparency websites.

ϵ_{it} is a dummy variable that takes the value of 1 if there were elections for governor in the year of analysis. This variable was constructed by the author with information from the Federal Electoral Institute of Mexico online databases. M_{it} represents the Molinar index of political competition for state i in year t (Molinar, 1991). Designed for cases where there is a dominant party like the Institutional Revolutionary Party in Mexico, the Molinar index does not overstate the size of the largest party or the relevance of small parties. Mathematically, the Molinar index, or $M = 1 + N^2 \cdot \frac{\sum P_i^2}{\sum P_i}$, where $N = \frac{1}{\sum P_i}$ is the sum of major political parties and $\sum P_i^2$ is the sum of all minority parties (Molinar, 1991). A higher index means more political competition.

The vectors $\delta_{(i)}$ and $\omega_{(i)}$ are sets of fixed effects. Except for Aguascalientes, which is the base state, there is one fixed effect for each state.

This model establishes that own-source revenues depend on expenditures, per capita income, federal transfers, employment, the fiscal balance of the previous year, and the political variables. Likewise, the model establishes that expenditures depend, in addition to the political variables, on revenues, the interest rate, federal public investment, federal transfers and the balance of the previous year.

In order to estimate the effect of these variables on the states' fiscal balance, it is necessary to look at their complete effects on revenues and expenditures. In other words, it is necessary to look at the reduced form of equations (3) and (4). Algebraically,

$$R_{it} = \pi_0 + \theta_{(i)} + \pi_1 Y_{it} + \pi_2 F_{it} + \pi_3 e_{it} + \pi_4 S_{it-1} + \pi_5 r_{it} + \pi_6 I_{it} + \pi_7 Y_{it} + \pi_8 M_{it} + \pi_9 \epsilon_{it} + \sigma_{it} \quad (5)$$

$$E_{it} = \theta_0 + \omega_{(i)} + \theta_1 Y_{it} + \theta_2 F_{it} + \theta_3 e_{it} + \theta_4 S_{it-1} + \theta_5 r_{it} + \theta_6 I_{it} + \theta_7 Y_{it} + \theta_8 M_{it} + \theta_9 \epsilon_{it} + \tau_{it} \quad (6)$$

Where

$$\begin{aligned} & \pi_1 - \frac{\beta_2}{\Delta}, \pi_2 - \frac{\beta_1\alpha_4 + \beta_8}{\Delta}, \pi_3 - \frac{\beta_4}{\Delta}, \pi_4 - \frac{\beta_1\alpha_8 + \beta_8}{\Delta}, \pi_5 - \frac{\beta_1\alpha_2}{\Delta}, \pi_6 - \frac{\beta_1\alpha_6}{\Delta}, \pi_7 - \frac{\beta_1\alpha_8 + \beta_8}{\Delta}, \pi_8 - \\ & \frac{\beta_1\alpha_7 + \beta_7}{\Delta}; \pi_9 = \frac{\beta_1\alpha_8 + \beta_8}{\Delta}; \pi_{it} = \beta_1 u_{it} + v_{it}; \theta_1 = \frac{\alpha_1\beta_2}{\Delta}; \theta_2 = \frac{\alpha_1\beta_3 + \alpha_4}{\Delta}; \theta_3 = \frac{\alpha_1\beta_4}{\Delta}; \theta_4 = \frac{\alpha_1\beta_5 + \alpha_6}{\Delta}; \theta_5 = \\ & \frac{\alpha_1}{\Delta}; \theta_6 = \frac{\alpha_2}{\Delta}; \theta_7 = \frac{\alpha_1\beta_6 + \alpha_8}{\Delta}; \theta_8 = \frac{\alpha_1\beta_7 + \alpha_7}{\Delta}; \theta_9 = \frac{\alpha_1\beta_8 + \alpha_8}{\Delta}; \tau_{it} = \frac{\alpha_2 u_{it} + v_{it}}{\Delta}; \end{aligned}$$

and $\Delta = 1 - \beta_1\alpha_1$.

Once again, i refers to the different Mexican states, t refers to the different years of the sample, R is per capita own-source revenues of the states in 2002 Mexican pesos, and E is per capita expenditures excluding debt-related expenditures.

3.1. Main Findings

I estimated the parameters of equations (3) and (4) by Three-Stage Least-Squares (3SLS). I used 3SLS because it provides consistent estimates for linear regression models with explanatory variables correlated with the error term, as is the case. 3SLS extends ordinary least squares analysis to estimate system of linear equations with correlated error terms. Given the cross-equation logical covariation, 3SLS possess greater efficiency than Two-Stage Least-Squares (Belsey, 1988). The results of this model are in Table 3. Table 2 presents summary statistics of all the main values.

Table 2. Summary Statistics

Variable	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
Revenue	818.37	873.99	20.29	2,483.36
Expenditures	878.96	905.38	21.06	2,576.75
Deficit	-60.59	51.5	-145.22	-0.77
Income	13,696.65	952.81	12,338.61	15,434.02
Federal transfers	654.01	693.65	13.09	1926.02
Employment	0.14	0.06	0.11	0.17
Federal public investment	0.03	0.06	0.08	0.31
Interest rate	0.21	0.13	0.05	0.72
Political competition	1.89	0.76	0.02	3.12

Source: The author, based on the National Institute of Statistics, Geography and Information (Mexico), Ministry of Finance of Mexico City, Ministry of Labor, National System of Municipal Databases, and the Bank of Mexico.

Note: Revenues, expenditures, the balance, income, federal transfers and federal public investment are expressed in 2002 Mexican pesos in per capita terms. Employment and interest rates are expressed in percentages.

3.1.1. Revenue Equation

The results of the analysis reinforce the findings of and Booms (1971) and Velázquez (2002). Per capita income, as expected, has a positive influence on revenues. An increase of one standard deviation of per capita income (952.81 Mexican pesos; see Table 2) produces 170.22 more pesos per capita in revenue (see non-reduced revenue equation in Table 3). The coefficient of federal transfers is negative and significant. This in turn reflects that an expansion of federal transfers is associated with a disincentive to state governments to collect taxes. The analysis shows that a one-standard-deviation increase in federal transfers to states is associated with a decline in revenues of 3,428.92 pesos per capita. This evidences that increasing federal transfers is not the optimal policy to reduce state fiscal deficits. As mentioned above, this analysis presents similar findings to those in of Velázquez (2002). On the one hand, it has been concluded that the coefficient of the previous year's fiscal balance is positive, yet not statistically different from zero. This means that revenues do not adjust for last year's fiscal results. On the other hand, the political variables present the correct sign and magnitude but they are not statistically significant at the usual levels. These results suggest that reducing state taxes or fees are not political strategies to get votes (Velázquez, 2002).

3.1.2. Expenditure Equation

The coefficient of revenues is positive, and so is the transfers coefficient. The coefficient of federal public investment is positive, meaning that federal expenditures do not generate a crowding-out effect. Conversely, from the estimated regression notice that current expenditures do not adjust to last year's balance. The interest-rate coefficient is negative and significant. Given the variability of the interest rates throughout the period of study, one should not be deceived by the apparently small coefficient (Interest rates ranged from 158 percent in January 1988 to 7.8 per cent in January 2006, according to the Banco de México). In fact, the real effect of interest rates is likely to help explain the increase in expenditures. Velázquez (2002) argues that "we observe high state fiscal deficits in situations where economic conditions are better, and sounder state fiscal conditions when the economy is not at its best. Hence, low interest rates and low inflation may have decreased the cost of possible bailouts, changing state expectations about them".

In terms of the political variables, the "central governor" variable coefficient is not significant, meaning there is no difference in the behavior of central and very central governors. In contrast, the "local governor" variable is positive and significant. This type of governor spends 2.96 pesos per capita more than very central governors, the base case. The "very local governor" coefficient is also positive and significant. A very local governor spends 3.48 pesos per capita more than very central governors. Similarly, the coefficient of the political competition variable is also positive and significant. The coefficient of the state election variable is positive and significant. In election years, state expenditures are increased by 2.30 pesos per capita. This shows that expenditures are used as an instrument to get votes. This was already evidenced in Guerrero Compeán (2005).

3.1.3. Deficit Equation

Table 3 presents the coefficients for the deficit equation. The first result is that higher per capita incomes are associated with smaller fiscal deficits. A one-standard deviation increase in per capita income is associated with a 92.41 pesos-per-capita reduction of the fiscal deficit. In addition, an expansion of the federal transfers is associated with larger deficits. A one-standard deviation increase in federal transfers produces a decrease in the balance of 8,440.35 pesos per capita. Increases in the interest rates are associated with improvements in fiscal behavior: a one-standard deviation increase in interest rates reduces the deficit by 0.004 pesos per capita. States with local and very local governors exhibited larger per capita deficits (2.38 and 5.91 pesos per capita, respectively) than states ruled by very central governors. Notice that political competition is associated with larger deficits.

A one-standard deviation increase in the index of political competition is followed by a decline in the fiscal balance of 1.29 pesos per capita.

Table 3. Three-Stage Least-Squares Estimation for the Revenue and Expenditure Equation and the Reduced Form

Independent variables	Revenue equation	Expenditure Equation	Revenue (Reduced form)	Expenditure (Reduced form)
Expenditures	9.6354 (0.003)			
Revenue		9.6589 (0.000)		
Income	0.1787 (0.002)		0.3586 (0.003)	0.2616 (0.002)
Federal Transfers	-5.2429 (0.000)	14.8899 (0.000)	11.1916 (0.000)	23.3596 (0.000)
Employment	-0.4683 (0.097)		0.9189	-0.6459
Lagged balance	3.7609 (0.123)	-6.0308 (0.008)	-0.8006 (0.001)	-6.1169 (0.001)
Central governor	-0.3219 (0.076)	0.1765 (0.099)	-0.4175 (0.096)	-0.1212 (0.088)
Local governor	-2.3831 (0.097)	2.9550 (0.025)	-1.0804 (0.000)	2.3798 (0.000)
Very local governor	-5.0778 (0.062)	6.4394 (0.010)	-1.0957 (0.000)	5.9063 (0.000)
Political competition	-1.3236 (0.183)	1.5453 (0.003)	-0.4710 (0.004)	1.2272 (0.011)
Elections	-1.5843 (0.196)	1.2168 (0.043)	-1.1502 (0.002)	0.3370 (0.004)
Interest rate		-0.0145 (0.000)	-0.0216 (0.000)	-0.0524 (0.000)
Federal public investment		1.0093 (0.099)		
<i>3SLS System R squared</i>	0.618			
<i>N</i>	544	544	544	544

Source: The author, based on the National Institute of Statistics, Geography and Information (Mexico), Ministry of Finance of Mexico City, Ministry of Labor, National System of Municipal Databases, and the Bank of Mexico.
Note: *p* values are in parentheses.

**Table 4. Effects on State Fiscal Balances, Based on
a Three-Stage Least-Squares Estimation**

Variable	Revenues	Expenditures	Balance
Income	341.701	249.286	92.415
Interest rate	-0.003	-0.007	0.004
Federal transfers	7,763.029	16,203.380	-8,440.351
Local governor	0.000	2.380	-2.380
Very local governor	0.000	5.906	-5.906
Political competition	-0.358	0.933	-1.291

Source: The author, based on the National Institute of Statistics, Geography and Information (Mexico), Ministry of Finance of Mexico City, Ministry of Labor, National System of Municipal Databases, and the Bank of Mexico.

Conclusion

This paper concerns state fiscal deficits in Mexico during the 1990s and the beginning of the 2000s. Its goal is to show the dangers of decentralization in practice. Through this analysis, we demonstrated that Prud'homme's fears are real and indeed occur in developing countries like Mexico. From the analysis, it can be concluded that the decentralization process in Mexico jeopardizes fiscal stability and is often accompanied by state budget misuse and other corruption practices. The results of the simultaneous equation analysis suggest that fiscal behavior is negatively affected (i.e., fiscal deficits are likely) when political competition exists due to overspending. This association is reinforced in election years.

Also, the analysis shows that decentralization leads to fiscal perversity practices. States ruled by so-called "very local" governors exhibit larger deficits. Similarly, states receiving more federal transfers seem to collect fewer taxes, thus showing larger deficits. As shown by the interest rate coefficient, a proxy for good national economic conditions, economic bonanza is associated with larger fiscal deficits due to overspending. This is so because states expect to be bailed out by the federal government in good economic times, but not in bad (Velázquez, 2002).

This analysis is a contribution to the fiscal policy and public economics literatures in that it was evidenced that the decentralization process in Mexico is associated with state fiscal misbehavior and debt. Decentralization, notwithstanding, is an unlikely irreversible process, and the trend for the short and medium term is that states, for political purposes and ideological agenda, will gain more autonomy from the center. Thus, legal mechanisms should be implemented in order to disincentive fiscal perverse

and regional economic instability. The modification of the Article 9 of the Fiscal Coordination Act in 1997 to induce market discipline and avoid future bailouts along with the regulatory framework for subnational debt management enforced in 2000 were a necessary, albeit insufficient, step in the right direction. Further amendments to the Fiscal Coordination Act and the Mexican Fiscal Code, among other regulations, seem thus advisable. Other practices, such as limiting the borrower's maximum debt-service ratio and level of total indebtedness, as well as limiting banks' portfolio exposure to the public sector and passing and regulating public entity bankruptcy and fiscal accountability laws, are also much needed (Giugale, Hernández Trillo, and Oliveira, 2000).

Another relevant point to consider when assessing the expansion of the decentralization process in Mexico is related to the views of Prud'homme (1995) and Tanzi (1995), who argue that bureaucrats at the subnational levels are likely to be more corrupt than those of the center given that fewer people keep track of their actions and proceedings. Velázquez (2002) argues that politics at the local level may still be dominated by caciques and élite-influenced decision-making processes. This is particularly relevant for the rural regions of Mexico and deserves further study. It should be then emphasized that the analysis presented here concluded that states presided over "very local" governors are associated with evident fiscal misbehavior.

References

- Belsey, D.A., 1988, "Two- or Three-Stage Least Squares", *Computational Economics*, 1, 1: 21-30.
- Dabla-Norris, E., 2006, "The Challenge of Fiscal Decentralization in Transition Countries", *Comparative Economic Studies*, 48: 100-131.
- Calsamiglia, X. et al., 2004, *Why Do Differences in the Degree of Fiscal Decentralization Endure?*, Unpublished paper.
- Cornelius, W., 1996, *Mexican Politics in Transition*, University of California San Diego: San Diego, CA.
- Germán-Soto, V., 2005, "Generación del producto interno bruto mexicano por entidad federativa, 1940-1992", *El Trimestre Económico*, 72, 3: 617-653.
- Giugale, M., F. Hernández Trillo, J.C. Oliveira, 2000, "Subnational Borrowing and Debt Management", in Giugale, M. and S. Webb (eds.), *Achievements and Challenges of Fiscal Decentralization in Mexico*, The World Bank Group: Washington, D.C, pp. 237-270.
- Grindle, M.S., 2007, *Going Local: Decentralization, Democratization, and the Promise of Good Governance*, Princeton University Press: Princeton, NJ.

- Guerrero Compeán, R., 2005, *Determinantes del potencial de crecimiento regional y mecanismos de convergencia económica de las entidades federativas en México*, B.A. thesis, Universidad Autónoma de Nuevo León, San Nicolás de los Garza.
- Hernández Trillo, F., A. Díaz Cayeros, R. Gamboa González, 2002a, "Determinants and Consequences of Bailing Out States in Mexico", *Eastern Economic Journal*, 28, 3: 365-380.
- Hernández Trillo, F., A. Díaz Cayeros, R. Gamboa González, 2002b, "Fiscal Decentralization in Mexico: The Bailout Problem", *Research Network Working Paper R-447*, Latin American Research Network, Inter-American Development Bank, Washington.
- Hu, T. and B.H. Booms, 1971, "A Simultaneous Equation Model of Public Expenditure Decisions in Large Cities", *Annals of Regional Science*, 5, 2: 73-86.
- McLure, C.E., 1995, "Comment on 'The Dangers of Decentralization' by Prud'homme", *World Bank Research Observer*, 10, 2: 221-226.
- Molinar, J., 1991, "Counting the Number of Parties: An Alternative Index", *American Political Science Review*, 85, 4: 1383-1391.
- Netzer, D. (ed.), 2003, *The Property Tax, Land Use and Land Use Regulation*, Edward Elgar in association with the Lincoln Institute of Land Policy.
- Prud'homme, R., 1995, "The Dangers of Decentralization", *World Bank Research Observer*, 10, 2: 201-220.
- Rodden, J. et al. (eds.), 2003, *Fiscal Decentralization and the Challenge of Hard Budget Constraints*, MIT Press, Cambridge.
- Tanzi, V., 1995, "Fiscal Federalism and Decentralization: A Review of Some Efficiency and Macroeconomic Aspects", *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, 295-316.
- Tiebout, C.M., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64, 5: 416-424.
- Velázquez, C., 2002, *Three Essays on Political Economy*, The University of Chicago, AAT 3060275.
- World Bank, 2000, *Achievements and Challenges of Fiscal Decentralization. Lessons from Mexico*, Giugale, M.M. and S.B. Webb (eds.), The World Bank Group, Washington.

**Productividad y tamaño óptimo de gobierno:
El caso de los gobiernos estatales en México**

Jesús David Montes de Oca Chaparro*

Fecha de Recepción: 4 III 2008

Fecha de aceptación: 21 X 2008

Resumen

Este artículo estima el tamaño óptimo de gobierno para las economías de los gobiernos estatales en México, a través de una investigación sobre el papel de los servicios públicos en el proceso de producción. Se asume que los servicios están óptimamente provistos, cuando su producto marginal es igual a la unidad (Regla de Barro). Los resultados empíricos sugieren que: (1) los servicios gubernamentales son significativamente productivos; (2) están siendo sobre-suministrados en todas las entidades federativas de México y (3) el tamaño óptimo de gobierno para el estado promedio del país es 3.1 % ($\pm 2.3\%$); mientras que para el estado promedio del norte y sur, es 8.3% y 2.5%, respectivamente. Finalmente, se encontró una relación negativa entre el tamaño de gobierno y la productividad de los gobiernos sureños; en tanto que en el resto de los estados, no hubo evidencia para aprobar dicha relación.

Palabras clave: tamaño óptimo de gobierno, productividad del gasto de gobierno, relaciones intergubernamentales.

Abstract

This paper estimates the optimal government size for the state governments in Mexico, investigating the role of public services in the production process. It is assumed that government services are optimally provided when their marginal product equals unity (the "Barro rule"). The empirical results suggest: (1) government services are significantly productive; (2) they are overprovided in all state governments in Mexico; (3) the optimal government size for the average state of the country is 3.1 % ($\pm 2.3\%$), whereas for the average state of the north and south is 8.3 % and 2.5 %, respectively; finally it was found a negative relation between the government size and the productivity of the southern governments, whereas in the others states there was no evidence to approve the above mentioned relation.

*Secretaría de Administración Tributaria.
Correo electrónico: jd.montesdeoca@gmail.com

Keywords: *optimal government size, government expenditure productivity, Intergovernmental Relations.*

Classification: *JEL: H72 H77.*

Introducción

El gobierno ha jugado un papel muy importante en la economía. Desde la antigüedad, las primeras agrupaciones sociales consideraron la necesidad de una institución reguladora que vigilara los intereses comunales y los jerarquizara por encima de los intereses particulares¹. Adam Smith, en su obra “La Riqueza de las Naciones”, señala tres requerimientos especiales por los que la existencia de una entidad reguladora es plenamente justificada, los cuales son: provisión de defensa nacional, administración de justicia y provisión de bienes públicos. Desde entonces, en los fundamentos de la teoría clásica se demostraba su existencia, ya que no había ningún mecanismo de mercado ni de ninguna otra índole, que asignara por sí mismo dichos bienes con eficiencia.

En general, son dos las razones por las que el Gobierno debe intervenir en una sociedad: fomentar la eficiencia y promover la equidad. Pero, al mismo tiempo, es importante esclarecer: ¿qué funciones debe realizar el Gobierno para llegar a la eficiencia y la equidad? Samuelson (2002) enfatiza que el papel del Gobierno en una economía, se sintetiza en tres funciones: 1) garantizar la eficiencia, combatiendo la fallas de mercado; 2) corregir la distribución injusta del ingreso y 3) fomentar la estabilidad y el crecimiento económico reduciendo el desempleo y la inflación, por medio de la política fiscal y de la regulación monetaria².

Diversas investigaciones han examinado el papel del gobierno en el crecimiento económico, y han encontrado que el gasto público es determinante del crecimiento económico de las naciones [Barro y Sala i Martin (1995), Ram (1986), Bairam (1993, 1994), Bartik (1994) y Anwar (2001)]. Sin embargo, Easterly (2002) y Landau (1983) encuentran evidencia para concluir que el gobierno perjudica el crecimiento económico.

Por otra parte, Brennan y Buchanan (1980) sugieren dos formas de controlar al Gobierno y hacer que suministren bienes y servicios públicos de una manera eficiente. La primera consiste en permitir al Gobierno gravar solamente aquellos productos que sean complementarios de los bienes públicos, que proporcione el gobierno. La segunda, en agudizar la

¹ Rionda, J. (2006) Págs. 50-55.

² Mankiw (1999) coincide con lo expuesto por Samuelson, sólo que él enfatiza que: “El decir que el Estado puede mejorar los resultados del mercado algunas veces, no significa que lo mejorará siempre”.

Descentralización Fiscal; es decir, transferir las funciones fiscales de los gobiernos centrales a otros gobiernos de nivel inferior y, de esta forma, forzar al Gobierno Federal a darle un mayor poder al estado y a los gobiernos locales³, sobre la provisión de bienes públicos.

A propósito de esto último, Tijerina y Medellín (2000) argumentan, que cuando las decisiones en la provisión de bienes públicos son tomadas en un nivel local, es más fácil para los ciudadanos vigilar a los gobiernos y forzarlos a que les proporcionen funciones públicas más eficientes. Es decir, que la cercanía entre el gobierno y la sociedad ofrece una mejor capacidad de respuesta, y otorga más transparencia en las actividades gubernamentales, ya que son los gobiernos locales quienes conocen mejor las necesidades de sus comunidades.

En este sentido, en las últimas dos décadas, la descentralización se ha convertido en una tendencia global; sin embargo, la evolución empírica del impacto de la descentralización en el crecimiento económico de países en vías de desarrollo todavía está en su infancia. Varios autores coinciden en que la descentralización es un buen instrumento para incentivar el crecimiento [Qian y Roland (1998), Zhang (1998) y Espitia (2006)]. En cambio, también existe evidencia que muestra una relación inversa entre la descentralización y el crecimiento [Woller y Phillips (1998), Bairam (1993)].

Es así como surge uno de los más antiguos y persistentes cuestionamientos en la ciencia económica, que es conocer el tamaño óptimo que el sector público debe tener. Barro y Karras han examinado a fondo el tema del Tamaño de Gobierno; sus investigaciones consisten en obtener cuál ha sido la productividad y cuál sería un tamaño óptimo para el sector público en nivel nacional. Sin embargo, no existe antecedente alguno de la determinación del tamaño óptimo de los gobiernos estatales, tema de especial relevancia dado el proceso de descentralización que se ha gestado en nivel internacional, y del cual ha participado México.

En este contexto, el objetivo principal de este artículo es conocer el tamaño óptimo de gobierno de las entidades federativas en México, refiriéndose a éste como el gasto ejercido en nivel estatal como proporción del Producto Interno Bruto (PIB), a través de un análisis de crecimiento endógeno (modelo Barro-Karras) para el período 1998-2004. Se presentan resultados para el estado promedio en México (estimación base) y para cada una de sus regiones (norte y sur), observando de esta forma, cuál es el que se encuentra más cerca de su tamaño real promedio. Esta división se realizó para observar la diferencia que existe entre ambas regiones, principalmente por el grado de desarrollo que han mostrado en los últimos años.

³ Refiriéndose como Gobiernos locales a los Gobiernos estatales.

Otros de los objetivos planteados en esta investigación, son: saber si los bienes y servicios que proveen los gobiernos estatales son productivos, ver si existe una dependencia entre la productividad marginal del gobierno y el tamaño de gobierno, observar si el gasto de los gobiernos ha estado sobresuministrado, subsuministrado o bien, óptimamente suministrado; y por último, ver si el capital ha sido productivo durante el período estudiado. En el análisis, se realiza una división en el gasto público estatal; en gasto etiquetado y no etiquetado⁴. Lo anterior para determinar la productividad de las aportaciones federales y del gasto no condicionado.

1. Antecedentes

Varias han sido las investigaciones que abordan el TEMA Tamaño de gobierno, y diversas, las metodologías empleadas para calcularlo. Barro (1990) desarrolló un *Modelo de crecimiento endógeno* para ver la relación entre gobierno y el crecimiento de un país. Dicho modelo asume que los impuestos, los servicios gubernamentales y el capital afectaban a la producción y por ende, al crecimiento de un país, lo cual muestra que el capital es la variable que más influye en el crecimiento económico. Barro deriva en este artículo, el concepto conocido como: “La regla de Barro”, que consiste en demostrar que los bienes y servicios gubernamentales son suministrados óptimamente cuando su producto marginal es igual a la unidad. En su investigación, no sólo obtiene un tamaño óptimo de gobierno, sino que también prueba si los bienes y servicios que provee el gobierno son productivos.

Posteriormente, Karras (1996) amplía el trabajo de Barro, y prueba la existencia de una dependencia entre la productividad marginal del gobierno (PMgG) y el tamaño de gobierno. Encontró que el tamaño promedio de gobierno, en una muestra de 118 países para el período 1960-1985, se encuentra entre 3.8% y 49.3%⁵. Y uno de los resultados más relevantes fue que el tamaño del gobierno del mundo, se ha reducido, lentamente, de 16.3% en 1960, a 14.6% en 1985⁶.

Aly y Strazicich (2000), utilizando la metodología de Barro y Karras, examinaron el tamaño óptimo de gobierno para los países del medio oriente,

⁴ El *gasto etiquetado* es aquél que se realiza con las aportaciones de la federación, y que la federación determina en qué gastarlo; y el *gasto no etiquetado* es el que se efectúa con los recursos propios y participaciones de cada entidad federativa.

⁵ Tal es el caso de Suiza y Surinam, respectivamente.

⁶ En esta investigación, Karras reveló que el colapso de la Unión Soviética y las espectaculares tasas de crecimiento que China ha conseguido desde 1978, demuestran de manera terminante que el tamaño óptimo de gobierno está muy por debajo del 100% del PIB.

y encontraron que en esos países es de 9%, aproximadamente. Además, encontraron que el gasto público es productivo e incluso lo es aún más en los Emiratos Árabes Unidos. En cuestión del suministro de los bienes públicos, hallaron que el gasto ha sido sobreprovisto. Por último, el capital resultó ser improductivo en el periodo 1970-1992.

El único referente al tema *tamaño óptimo de gobierno* para el caso mexicano es “Tamaño óptimo del gobierno en México” realizado por *Romero* (2000), quien aplicó la metodología de Barro y Karras durante el periodo 1930-1998, dividido éste, en tres periodos: de 1930-1964, de 1965-1979 y de 1980-1998. *Romero* llega a concluir, que: el capital fue productivo en el periodo estudiado y la productividad marginal del gasto no depende del tamaño del gobierno, esto sólo en el periodo 1980-1998; ya que para el periodo 1930-1979, la evidencia no arrojó resultados significativos. Con respecto al tamaño óptimo del gobierno, el modelo sugirió un 11.49% para el periodo 1930-1964, un 8.37% para el periodo de 1965-1979 y un 13.85% para 1980-1998.

2. Base de datos y análisis gráfico

Como un preámbulo al estudio y estimación del tamaño óptimo de gobierno, se realiza un análisis del panorama económico que se desenvuelve en las entidades federativas de México, durante el periodo de 1998 a 2004. Los datos⁷ que se utilizan, son: la producción (PIB) estatal, el número de trabajadores por estado⁸, el acervo de capital público estatal, el acervo de capital privado estatal y el gasto corriente de los gobiernos estatales, para los cuales se hicieron los cálculos concernientes a una óptima estimación.⁹

2.1 Producto Interno Bruto estatal

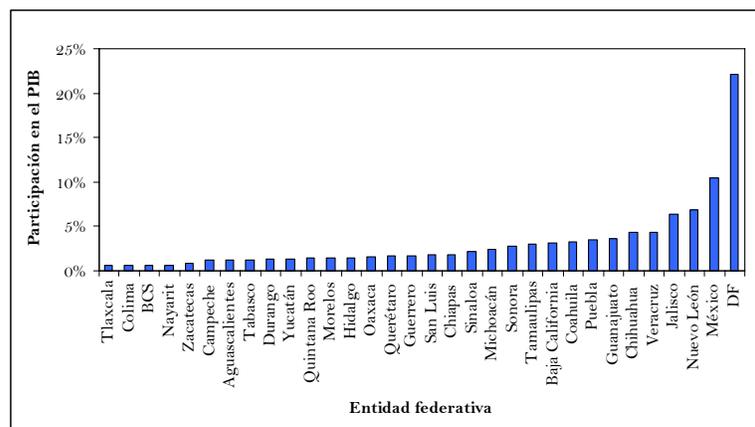
En el gráfico 2.1, se aprecia la participación de cada estado a la producción nacional anual. Baja California Sur, Tlaxcala, Colima y Nayarit son los estados con la menor participación, ya que aportan menos del 1% en producción nacional. En cambio, la participación de Chihuahua, Veracruz, Jalisco, Nuevo León, Estado de México y Distrito Federal aportan más del 4%; siendo los de mayor peso, el Estado de México y el Distrito Federal, pues juntos cubren el 32.48% del Producto Interno Bruto nacional.

⁷ Todos los datos que se utilizaron en este análisis, provienen de INEGI, Banco de México (BANXICO), el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) y estimaciones propias.

⁸ Utilizando el número de asegurados en el IMSS.

⁹ Es preciso puntualizar, que las cifras son anuales expresadas en términos reales, a precios de 1993.

Gráfico 2.1. Participación estatal en la producción nacional (1998-2004)



Fuente: Elaboración propia con base en datos de Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI).

2.2 Tamaño de gobierno

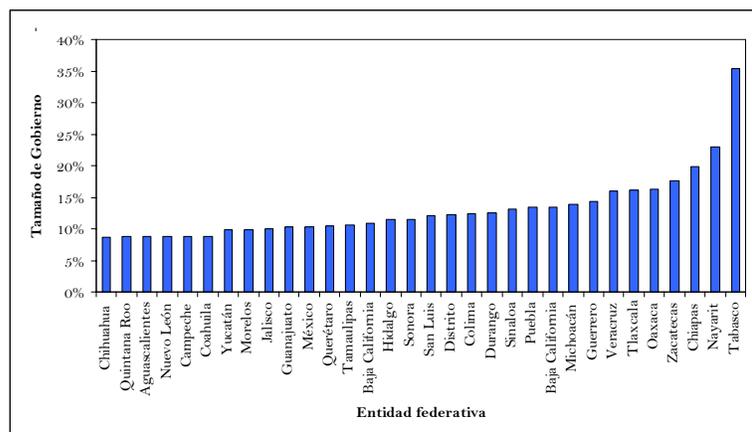
En esta investigación, el *gasto* que se utilizará para el análisis del tamaño de gobierno será el que involucra a todos los elementos relacionados con los gobiernos estatales.¹⁰ Para la construcción de dicho *gasto*, se han tomado en cuenta, los siguientes rubros: *servicios personales, material y suministro, servicios generales, transferencias y ayudas y acciones sociales*.

Los datos analizados arrojan estadísticas muy interesantes en relación con el tamaño de los sectores públicos estatales. Se puede observar que el tamaño de gobierno de las entidades federativas, difiere de manera importante, ya que se ubican en un intervalo del 8% al 36%, en el periodo señalado (gráfico 2.2).

A pesar de que el promedio por estado es de un 13.2%, obsérvese que Chihuahua, Quintana Roo, Aguascalientes y Nuevo León son los que muestran los menores tamaños de gobierno; el gasto público de estas entidades representa menos del 9% de su PIB. En cambio, el tamaño de gobierno de Tabasco, Zacatecas, Chiapas, Oaxaca y Nayarit supera el 16%; sobresaliendo entre ellos, Tabasco con un 35.4%.

¹⁰ El gasto utilizado en esta investigación fue el "Gasto Corriente".

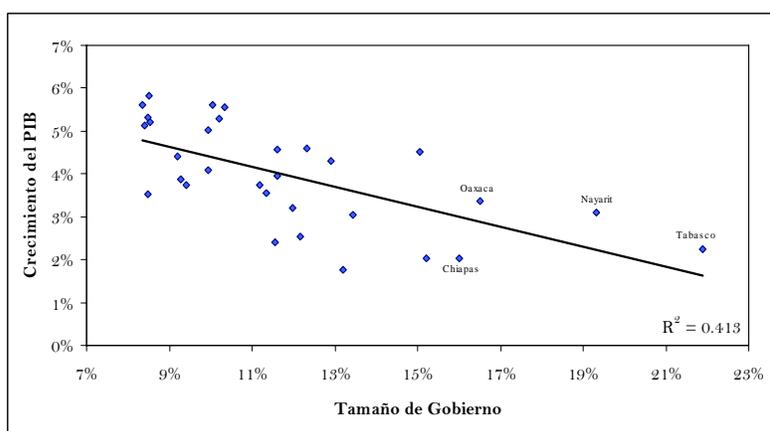
Gráfico 2.2. Tamaño de gobierno promedio estatal (1998-2004)



Fuente: Elaboración propia con base en datos de INEGI.

En lo que concierne a la relación entre crecimiento del PIB y tamaño de gobierno, se observa que es negativa y muy marcada; ya que el coeficiente de determinación es de 0.413 (Gráfico 2.3). Nótese que Tabasco, Nayarit, Oaxaca y Chiapas cuentan con los más altos niveles de tamaño de gobierno, en relación con las restantes entidades del país.

Gráfico 2.3. Crecimiento medio anual del PIB estatal y Tamaño de gobierno (1998-2004)

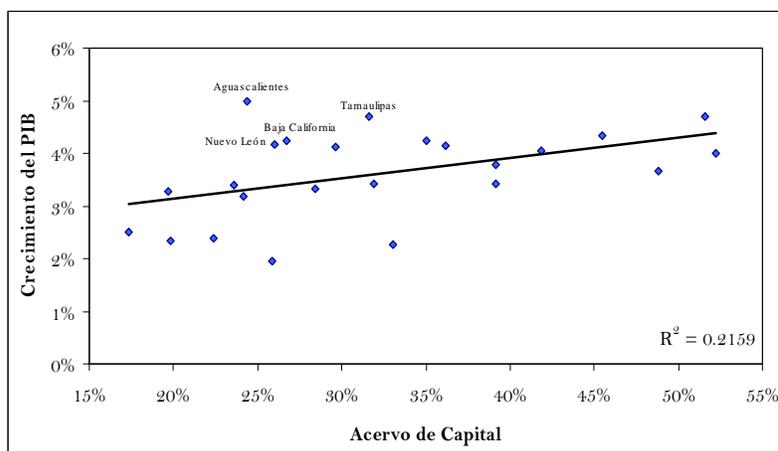


Fuente: Elaboración propia con base en datos de INEGI.

2.3 Acervo de Capital

Respecto al análisis del acervo de capital, claramente se observa una relación directa entre el crecimiento de la producción estatal y el incremento en los niveles de acervo de capital (público y privado). En el gráfico 2.4 es posible inferirlo a partir de la muestra de las 32 entidades federativas. Nótese que el coeficiente de determinación de dichas variables asciende a 0.2159.

Gráfico 2.4. Crecimiento medio anual del PIB estatal y Acervo de capital (1998-2004)



Fuente: Elaboración propia con base en datos de Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI).

El promedio del crecimiento en el PIB de la muestra asciende a 3.4%. Siendo Nuevo León, Tamaulipas, Baja California y Aguascalientes las entidades que muestran un crecimiento promedio mayor.

3. Metodología empírica y datos

En esta sección, se explica y desarrolla el modelo realizado por Barro y Karras; al igual que la metodología empírica utilizada para las estimaciones del modelo. Además, se introduce la regla de Barro, elemento del modelo Barro-Karras.

Asumiendo que la función de producción de la economía esta dada por:

$$(1) \quad Y_{it} = F(K_{it}, N_{it}, G_{it}/N_{it})$$

Donde: Y_{it} es el producto real, K_{it} es el stock de capital total (público y privado), N_{it} es la fuerza laboral, G_{it} es el consumo del gobierno o el gasto gubernamental. Asumiendo, para simplificar, que la función F no varía con el tiempo, además de ser dos veces continuamente diferenciable y de que en los componentes K , N y G son homogéneos de grado 1 (uno)¹¹.

Por otro lado, se asume que el gasto es productivo dado que incluye gasto en defensa, sistema legal, policía, seguridad pública, etc.

Diferenciando la ecuación uno (1) con respecto al tiempo y dividiendo por Y , se obtiene:

$$(2) \quad \left(\frac{\dot{Y}}{Y} \right) = \alpha \left(\frac{\dot{N}}{N} \right) + PMgK \left(\frac{\dot{K}}{Y} \right) + PMgG \left(\frac{\dot{g}}{g} \right) \left(\frac{G}{Y} \right)$$

Donde $g=G/N$ y los parámetros a ser estimados son $\alpha = \frac{\delta F}{\delta K} \frac{N}{Y}$ la elasticidad de la producción con respecto al empleo y tomando en cuenta que $\frac{\delta F}{\delta K} = PMgK$ y que $\frac{\delta F}{\delta G} = PMgG$. Las estimaciones empíricas de la ecuación (2) permitirán contrastar las siguientes hipótesis acerca de la productividad de los bienes y servicios del gobierno:

- H1. H_0 : $PMgG=0$, G no es productivo.
 H_A : $PMgG>0$, G es productivo.

La regla de Barro sostiene que la provisión óptima del gasto gubernamental G requiere que $PMgG=1$. La implicación de esta regla es la siguiente: si el incremento de \$1 en G incrementa en \$1 la producción, los bienes y servicios gubernamentales son suministrados óptimamente; y estarán siendo subsuministrados si el producto se incrementa en más de \$1; mientras que si el producto se incrementa en menos de \$1, entonces los bienes y servicios están siendo sobresuministrados¹².

La estimación de la ecuación (2) también nos permite contrastar la hipótesis de que el gasto gubernamental está siendo provisto óptimamente.

- H2. H_0 : $PMgG = 1$, G no está siendo subprovisto o sobreprovisto.
 H_{A1} : $PMgG < 1$, G está siendo sobreprovisto.

¹¹ Con las ya usuales condiciones de que $F_i > 0$ y $F_{ii} < 0$, para $i=1,2$.

¹² Cabe señalar que la regla de Barro es altamente estilizada y supone que la economía es restrictiva; esto es, asume que el gobierno financia el gasto con impuestos no distorsionantes, cuando en realidad las economías dependen de impuestos distorsionantes.

120 Ensayos

H_{A2} : $PMgG > 1$, G está siendo subprovisto.

Este planteamiento también nos permite hacer inferencia sobre el tamaño óptimo de gobierno. Por definición $PMgG = \frac{\gamma}{s}$, donde $\gamma = \frac{\partial F}{\partial G} \frac{G}{Y}$ es la elasticidad-producto de G, y $s = G/Y$ es la fracción de la producción absorbida por G o simplemente la participación del gasto en la producción o en nuestro caso el "Tamaño de Gobierno". Dada la regla de Barro, si se toma como su valor óptimo $PMgG^* = 1$ implica que el tamaño óptimo del gobierno está dado por:

$$(3) s^* = \gamma$$

Para estimar γ se rescribe la ecuación (2) sustituyendo $\gamma = \frac{\partial F}{\partial G} \frac{G}{Y}$ y la ecuación se transforma en:

$$(4) \left(\frac{\dot{Y}}{Y} \right) = \alpha \left(\frac{\dot{N}}{N} \right) + PMgK \left(\frac{\dot{K}}{Y} \right) + \gamma \frac{\dot{g}}{g}$$

En donde α , $PMgK$ y γ son los parámetros a ser estimados. Otro aspecto importante que permite investigar este modelo es la relación entre el tamaño de gobierno y la productividad marginal del gasto. Para esto, se plantea una ecuación que relacione estas dos variables, por sencillez se plantea linealmente, si se diera el caso de una relación no lineal, ésta sería una aproximación.

$$(5) PMgG = a + bs$$

y sustituyendo en (2) se obtiene:

$$(6) \left(\frac{\dot{Y}}{Y} \right) = \alpha \left(\frac{\dot{N}}{N} \right) + PMgK \left(\frac{\dot{K}}{Y} \right) + a \left(\frac{\dot{g}}{g} \right) \left(\frac{G}{Y} \right) + b \left[\left(\frac{\dot{g}}{g} \right) \left(\frac{G}{Y} \right)^2 \right]$$

Los valores estimados de los parámetros α , $PMgK$, a y b en la ecuación (6), permite contrastar la hipótesis de que la productividad de los bienes y servicios varía inversamente con el tamaño de gobierno. La notación matemática de la hipótesis es la siguiente:

- H3. H_0 : $b = 0$, la $PMgG$ no depende del tamaño de gobierno.
 H_{A1} : $b < 0$, la $PMgG$ decrece el con tamaño de gobierno.
 H_{A2} : $b > 0$, la $PMgG$ crece con el tamaño de gobierno.

Cabe señalar que en el análisis de los gobiernos estatales, el gasto del gobierno puede tener externalidades interregionales (por ejemplo: en el gasto de educación). Para esto, se agregó al modelo una variable explicativa que representara el gasto de los estados colindantes, esto para poner a prueba la existencia de externalidades del gasto sobre el crecimiento de las entidades. Lo cual se llevó acabo, obteniendo el promedio de la definición de la variable del gasto de las entidades colindantes; por ejemplo, para el caso de Nuevo León, usando la variable de externalidades regionales, se toma el promedio del tamaño de gobierno de Coahuila, Tamaulipas y San Luis Potosí; así, el parámetro a estimar está definido por GMEC (Gasto Medio de las Entidades Colindantes) y permite contrastar las siguientes hipótesis:

H_0 : $GMEC = 0$, la producción del estado i no depende del tamaño de los gobiernos colindantes.

H_{A1} : $GMEC > 0$, la producción del estado i crece con el tamaño de los gobiernos colindantes.

H_{A2} : $GMEC < 0$, la producción del estado i decrece con el tamaño de los gobiernos colindantes.

3.2 Metodología de la estimación

Para las estimaciones de las ecuaciones presentadas con anterioridad, se utilizaron datos de panel, dado que se cuenta con treinta y dos entidades federativas en un período de siete años (1998-2004), a través de los cuales se observaron las variables relevantes para este estudio, como son: número de trabajadores, acervo de capital (público y privado) y gasto de gobierno; para dichas variables, se calculó las tasas de crecimiento y se realizó los cálculos necesarios para la estimación, con la observación de que la periodicidad seguida fue anual.

Los métodos de estimación utilizados fueron Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), según fuera necesario. Dada la naturaleza de los datos, se realizó la prueba F para probar la significación de efectos fijos¹³; posteriormente, se llevaron a cabo pruebas econométricas para detectar y corregir problemas de violación de supuestos. En este sentido, la prueba de White se empleó para detectar la posible existencia de heterocedasticidad¹⁴, que ocasiona que los estimadores sean inconsistentes y se usó el estadístico C, para el caso de la autocorrelación¹⁵. La heterocedasticidad fue corregida utilizando la Matriz Consistente de

¹³ Ver Gujarati (Págs. 257-261).

¹⁴ Ver Gujarati (Págs. 398-400) y/o Greene (Págs. 477-478).

¹⁵ Ver Gras (Págs. 351-355).

Varianza-Covarianza de White y con respecto a la autocorrelación, se tendrá que vivir con ella debido a que el tamaño de la serie no permite corregirla, sin embargo, se observan problemas de este tipo sólo en algunos modelos¹⁶.

4. Resultados empíricos

En este apartado, se muestran las estimaciones para las ecuaciones 2, 4 y 6, con las correspondientes pruebas de hipótesis, y se presenta un cuadro de resultados para cada ecuación estimada.

Es preciso indicar los cuatro análisis que se llevarán a cabo en cada estimación. Primero, se hace el análisis de la estimación para el estado promedio, en México¹⁷. Segundo, se hará similar análisis sólo que en esta ocasión se divide el gasto en: *gasto etiquetado y no etiquetado*, el cual será identificado como: “México (Gasto/Aportaciones)”. En el tercer análisis, se realiza una división del país en dos regiones, norte y sur, para obtener una estimación para el promedio de los estados norteros y sureños. Por último, se realizará similar análisis para ambas regiones dividiendo el gasto como se hizo en el segundo caso. La división de México se efectuó de la siguiente manera¹⁸:

Norte de México: Aguascalientes, Baja California, Baja California Sur, Coahuila, Chihuahua, Durango, Guanajuato, Nayarit, Nuevo León, Querétaro, San Luis Potosí, Sinaloa, Sonora, Tamaulipas y Zacatecas.

Sur de México: Campeche, Colima, Chiapas, Distrito Federal, Guerrero, Hidalgo, Jalisco, Estado de México, Michoacán, Morelos, Oaxaca, Puebla, Quintana Roo, Tabasco, Tlaxcala, Veracruz y Yucatán.

¹⁶ Los resultados indicaron que en todos los casos del modelo 1 (ecuación 2) se detectó la presencia de una tendencia estadísticamente significativa en los residuales, y debido al tamaño de la serie, la corrección de este problema no podrá efectuarse y se tendrá que admitir su presencia. En cambio, en el modelo 2 (ecuación 4), se detectó al aplicar la división del gasto y en el modelo 3 (ecuación 6), no se detectó este problema. Los resultados de esta prueba pueden ser observados en el anexo C.

¹⁷ Durante este apartado se hará referencia a esta estimación como la “estimación base”

¹⁸ Para hacer la división del país, se observaron múltiples metodologías de trabajos realizados por INEGI, con similar división. Por ejemplo, al evaluar: el “Valor de los créditos descontados por fideicomisos instituidos en relación con la agricultura, por división regional”.

4.1 Productividad y Provisión del gasto público

Con las estimaciones que se presentan en el cuadro 4.1, se contrastan la hipótesis nula 1 de que el *gasto* no es productivo; y la hipótesis 2 que permite ver si el *gasto* está subprovisto, sobreprovisto u óptimamente provisto.

Cuadro 4.1: Productividad y Provisión

Modelo I 1998-2004 Caso	Región					
	México (Base)		Gasto		Gasto/Aportaciones	
	Gasto	Gasto/Aportaciones ^H	Norte ^H	Sur ^H	Norte ^H	Sur ^H
a	0.43 (0.005)	0.35 (0.000)	0.54 (0.000)	0.32 (0.000)	0.42 (0.001)	0.32 (0.000)
PMgK	0.09 (0.000)	0.051 (0.054)	0.084 (0.000)	0.028 (0.001)	0.078 (0.008)	0.030 (0.000)
PMgG	0.15 (0.054)	0.12 (0.085)	0.55 (0.980)	0.05 (0.850)	0.55 (0.002)	0.04 (0.738)
PMgA		0.05 (0.000)			0.14 (0.000)	0.036 (0.022)
GMEC	0.007 (0.753)	0.005 (0.845)	0.008 (0.697)	0.004 (0.823)	-0.006 (0.675)	0.0008 (0.940)
R²	0.71	0.49	0.75	0.35	0.70	0.45
DW	2.10	2.00	1.95	1.90	2.10	2.07

Notas: Las ecuaciones expuestas en este cuadro son estimadas por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) con efectos fijos.

Todas las ecuaciones incluyen una constante (no expuesta aquí). Entre paréntesis se muestra el valor p.

(H) Estimación en la cual se detectó y corrigió Heterocedasticidad.

Según el contraste de la hipótesis nula 1 de que G no es productivo, ésta se rechaza y se concluye que el gasto resulta ser productivo para la estimación base y la estimación de las entidades norteñas; en cambio, en las entidades del sur, se observa que es improductivo en el período estudiado. En la misma línea, el gasto no etiquetado y etiquetado son productivos para México y la región norte; pero resalta que su productividad es significativamente mayor en la zona norte que para todo México. Mientras que en los estados sureños, el gasto condicionado resulta ser productivo pero con un producto marginal muy bajo, apenas 0.036.

Contrastando la hipótesis nula 2, de que el $PMgG=1$, ésta se rechaza en niveles altos de significación, para la estimación base, el norte y el sur; y por lo tanto, se acepta la alternativa $PMgG<1$. Esto implica que el gasto gubernamental y las aportaciones han sido sobre-suministrados, en el período 1998-2004.

Contrastando la hipótesis nula de que la productividad marginal del capital es igual a cero, ésta es rechazada en los niveles convencionales de confianza; lo cual implica que el PMgK es productivo para los estados de la República Mexicana, en todo el periodo estudiado. Lo que hace resaltar una marcada diferencia entre la productividad marginal del capital, en ambas regiones; al mismo tiempo, se observa que el capital es menos productivo en el sur que en el norte (3% y 8%, respectivamente). Con respecto a la hipótesis nula de que $GMEC=0$, ésta no se puede rechazar, implicando que la producción del estado i no depende del tamaño de los gobiernos colindantes.

4.2 Tamaño óptimo de Gobierno

Las estimaciones econométricas que se presentan en el cuadro 4.2, permiten conocer el tamaño óptimo de gobierno para el estado promedio de todo México, para los estados del norte y el sur del país. En términos generales, el tamaño óptimo de gobierno resulta ser significativo al menos al 90% de nivel de confianza. Para describir de una forma más clara, se separarán los cuatro casos mencionados; detallando los tamaños óptimos de gobierno que han sido obtenidos para cada uno de ellos. En los casos de las regiones, se realizó la comparación del tamaño de gobierno promedio real.

Cuadro 4.2: Tamaño óptimo de Gobierno

Modelo 2 1998-2004 Caso	México (Base)		Región			
	Gasto	Gasto/Aportaciones	Norte	Sur ^M	Norte	Sur ^M
α	0.36 (0.045)	0.32 (0.000)	0.45 (0.079)	0.22 (0.084)	0.39 (0.000)	0.29 (0.000)
PMgK	0.048 (0.004)	0.04 (0.0052)	0.08 (0.006)	0.03 (0.001)	0.07 (0.000)	0.03 (0.000)
γ	0.031 (0.000)	0.012 (0.0069)	0.083 (0.019)	0.025 (0.011)	0.058 (0.000)	0.006 (0.007)
γ Aportaciones		0.01 (0.0028)			0.031 (0.000)	0.008 (0.004)
GMEC	-0.004 (0.758)	-0.0003 (0.969)	-0.0155 (0.879)	0.0017 (0.749)	-0.0149 (0.415)	0.002 (0.821)
R ²	0.45	0.47	0.67	0.40	0.70	0.38
DW	2.07	2.03	2.04	1.95	2.04	1.90
Tamaño óptimo de Gobierno	3.1%	2.2%	8.3%	2.5%	8.9%	1.2%

Notas: Las ecuaciones expuestas en este cuadro son estimadas por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), con efectos fijos a excepción (^M). Todas las ecuaciones incluyen una constante (no expuesta aquí). En paréntesis se muestra el valor p.

4.2.1 México

Para la estimación base, el tamaño óptimo de gobierno estatal encontrado es de 3.1% ($\pm 2.3\%$) del PIB¹⁹, en el caso del gasto total; y en el caso de la división en gasto etiquetado y no etiquetado, es 2.2% ($\pm 1.9\%$) del PIB, para el período estudiado (1.2% para el gasto condicionado y 1% para el no condicionado). Esto significa que el tamaño de gobierno óptimo por estado, debe estar a lo más en un **5.4%**, aproximadamente. En este caso, el tamaño de gobierno de todos los estados de la República Mexicana está por encima del nivel óptimo estimado.

4.2.2 México Norte y Sur (Gasto y aportaciones)

En los estados del norte es posible observar resultados muy interesantes, ya que en el período estudiado, se obtuvo un tamaño de gobierno de 8.9% ($\pm 2.7\%$) del PIB; del cual, el 5.8% ($\pm 1.9\%$) y el 3.1% ($\pm 1.1\%$) corresponden al gasto no etiquetado y etiquetado, respectivamente. Esto es, el tamaño óptimo de gobierno para los estados del norte del país está entre un 6.2% y un 11.6%, aproximadamente. Para el sur de México, no se observan resultados muy alentadores ya que se obtuvo en el período estudiado un tamaño de gobierno de 1.2% ($\pm 2.1\%$) del PIB, del cual un 0.6% ($\pm 1.53\%$) y 0.8% ($\pm 0.53\%$) corresponden al gasto no etiquetado y etiquetado, respectivamente. En conclusión, para los estados del sur del país, el tamaño de gobierno dado el modelo Barro-Karras, sería a lo más un 3.3%, aproximadamente. Con base en estas estimaciones, las entidades federativas que tienen un tamaño de gobierno por debajo del nivel óptimo estimado y que pertenecen a la región norte, son: Chihuahua, Aguascalientes, Nuevo León, Coahuila, Guanajuato, Querétaro, Tamaulipas, Baja California y Sonora.

4.2.3 México Norte y Sur (gasto total)

En el norte de México, se puede observar un tamaño óptimo de gobierno estatal de 8.3% ($\pm 3.64\%$) del PIB. En este caso, el tamaño óptimo de gobierno promedio para los estados del norte del país estaría entre 4.66% y 11.94%; este último ligeramente superior del 11.6%, estimado al separar el gasto. Para el sur del país, el tamaño óptimo de gobierno estatal es de 2.5% ($\pm 2.26\%$) del PIB, es decir, estaría ubicado entre 0.24% y 4.76%. En relación con el gasto promedio de los estados colindantes, se concluye para todos los casos que no existe evidencia significativa para argüir que la producción del estado depende del tamaño de los gobiernos colindantes.

¹⁹ Todos los intervalos expuestos en esta sección, fueron calculados con un 95% de confianza.

4.3 Productividad marginal del gasto y tamaño de gobierno

En seguida, se muestran los resultados obtenidos para la última versión del modelo Barro-Karras. En este caso, la hipótesis nula relevante es que $b=0$ ($PMgG$ y s no están relacionados).

Cuadro 4.3: Productividad marginal del G y tamaño de Gobierno

Modelo 3 1998-2004 Caso	México (Base)		Región			
	Gasto	Gasto/Aportaciones	Norte	Gasto Sur ^M	Gasto/Aportaciones Norte	Gasto/Aportaciones Sur ^M
A	0.40	0.39	0.58	0.25	0.55	0.23
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]
PMgK	0.043	0.046	0.066	0.023	0.067	0.027
	[.000]	[.000]	[.000]	[.046]	[.000]	[.000]
A	0.14	0.09	0.406	0.178	0.57	-0.014
	[.0375]	[.3305]	[.0306]	[.0498]	[.059]	[.9138]
B	-0.038	0.07	0.35	-0.42	-0.83	-0.029
	[.7277]	[.8645]	[.504]	[.0563]	[.6476]	[.9485]
A (aportaciones)		0.073			0.10	0.12
		[.0845]			[.4625]	[.0900]
B (aportaciones)		0.01			0.78	-0.47
		[.9603]			[.3711]	[.1504]
R ²	0.48	0.48	0.68	0.31	0.67	0.34
DW	2.01	2.02	2.00	1.91	2.00	1.79

Notas: Las ecuaciones expuestas en este cuadro son estimadas por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) con efectos fijos, a excepción de ^(M). Todas las ecuaciones incluyen una constante (no expuesta aquí). En corchetes se muestra el valor p.

En el cuadro 4.3, están los resultados obtenidos que conciernen a la relación PMgG y tamaño de gobierno. La hipótesis nula que b sea igual a cero, no se puede rechazar para: México base y todo el norte del país. Por lo tanto, para estos casos, la productividad marginal de los bienes y servicios gubernamentales estatales no depende del tamaño de gobierno.

Para el gasto realizado con las aportaciones federales en el sur de México, la hipótesis nula se rechaza al 15%, y se acepta la alternativa de $b < 0$ que implica que el PMgG decrece con el tamaño de gobierno. Lo que significa que al incrementar la proporción de las aportaciones federales en los estados del sur, la productividad cae. En el caso del sur de país, cuando se toma el gasto total. Se observa que la hipótesis se rechaza al 94% de nivel de confianza, y se acepta una vez más la alternativa de que $b < 0$, lo que implica que la relación entre PMgG y tamaño de gobierno, es inversa.

Resumen

A manera de resumen, los resultados de la estimación del modelo de Barro-Karras, resaltan:

- El producto marginal del capital es positivo y significativo.
- El gasto total, etiquetado y no etiquetado, de los gobiernos estatales es productivo para México (estimación base) y la región norte.

Mientras que para la región sur, sólo el gasto etiquetado es productivo.

- El gasto de los gobiernos estatales (total, etiquetado y no etiquetado) está siendo sobre-suministrado.
- La productividad marginal del gasto no depende del tamaño de gobierno en la estimación base y para la región norte. Mientras que en las entidades federativas del sur, la productividad del gasto total disminuye al incrementarse el tamaño de gobierno.
- El modelo no arroja evidencia para la existencia de externalidades interregionales, entre el estado i y sus estados colindantes.

Conclusiones

Este estudio enfatiza que el gasto corriente de las entidades federativas en México (estimación base) es productivo, pero está siendo sobre-suministrado. El PMgG es igual a 0.15, menor al que la regla de Barro establece para ser provisto óptimamente ($PMgG=1$). De tal manera que el tamaño de gobierno de todos los estados está por encima del óptimo estimado, que asciende al 3.1% ($\pm 2.3\%$). Asimismo, el tamaño de gobierno y la productividad del gasto no están relacionados de manera estadísticamente significativa. Un punto interesante es que el gasto no etiquetado es más productivo que el gasto etiquetado (0.12 y 0.08, respectivamente).

El modelo de Barro-Karras muestra para la región norte del país, que el gasto público es productivo pero sigue siendo sobre-provisto ($PMgG = 0.52$). El tamaño óptimo de gobierno asciende a 8.3%, por lo que para el período analizado, el tamaño del gobierno está por debajo del óptimo, en los siguientes estados: Chihuahua, Aguascalientes, Nuevo León, Coahuila, Guanajuato, Querétaro, Tamaulipas, Baja California y Sonora. Mientras que los que se encuentran por encima del tamaño óptimo, son: Baja California Sur, Durango, Nayarit, San Luis Potosí, Sinaloa y Zacatecas. Cuando se realiza la división del gasto en etiquetado y no etiquetado, el modelo explica un 3% más de variabilidad y el tamaño óptimo se incrementa al 8.9%, del cual 5.8% corresponde al gasto no condicionado y 3.1%, a las aportaciones. Tampoco se encuentra relación significativa entre el tamaño de gobierno y el producto marginal del gasto.

En el caso de la región sur, se encontró que el gasto total no es productivo, pero cuando se divide en gasto no condicionado y condicionado, éste último es significativo pero con un producto marginal muy bajo (menor a 0.04), resultando que el gasto está siendo sobre-suministrado. El tamaño de gobierno de todos los estados del sur está por encima del óptimo estimado, que asciende a 2.5% ó 1.2%, según la versión del modelo (con gasto total o

separación del gasto, respectivamente). En esta región, se encuentra evidencia estadísticamente significativa de que el tamaño de gobierno y la productividad del gasto total están relacionados negativamente.

El capital (público, más privado) ha sido productivo en todas las entidades del país en el periodo estudiado. Cabe señalar, que en la división del norte y sur del país se puede ver una diferencia amplia entre la productividad marginal del capital: el capital es más productivo en el norte que en el sur.

El papel del gobierno es muy importante y es necesario no sólo determinar su tamaño óptimo, sino mejorar sus funciones. El gobierno debe aumentar su impacto positivo sobre el sistema económico eliminando las fallas de mercado, fomentando la oferta de bienes públicos, facilitando la disponibilidad científica y tecnológica y estabilizando la economía del país. A su vez, es el protector de los derechos individuales y sociales. En conclusión, el tamaño del gobierno debe depender de las necesidades de la economía y de la eficiencia de sus labores.

Referencia Bibliográfica

- Aly, H. and Strazicich, M. [2000] "Is government size optimal in the gulf countries of the middle east? An empirical investigation". *International review of applied economics*, Vol. 14, No. 4.
- Anwar, S. [2001] "Increased input supplies, government size, welfare and trade in the presence of increasing returns". *Journal of economics Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 78, No. 3, pp 259-272. Austria.
- Bairam, E. [1993] "The externality effect of government expenditure on investment in OECD countries". Department of economics, University of Otago. Dunedin, New Zealand.
- Bairam, E. [1994] "Externality effect of the USA total, federal and state government expenditures on private investment, 1960-91". Department of economics, University of Otago. Dunedin, New Zealand.
- Barro, R. [1990] "Government spending in a simple model of endogenous growth". *The journal of political economy*, Vol. 98, No. 5, pp. s103-s125.
- Barro, R. y Sala-i-Martin X. [1999] "Economics Growth". First MIT Press edition, Mc. Graw Hill.

- Bartik, T. [1994] "Jobs, productivity, and local economic development: What implications does economic research have for the role of government?". National Tax Journal. Vol. XLVII, No. 4, USA.
- Brennan y Buchanan [1980]. "The power to tax: Analytical foundation of a fiscal constitution", New York: Cambridge, Cambridge University Press.
- Easterly, W. [2002] "The elusive quest for growth: Economists adventures and misadventures in the tropics". First MIT Press edition, Mc. Graw Hill.
- Espitia, J. [2006] "La descentralización fiscal y el crecimiento económico departamental". Tesis Doctoral. Facultad de Economía, Universidad de Barcelona, España.
- Gras, J. [2001] "Diseños de series temporales: técnicas de análisis" Ed. Universitat de Barcelona.
- Greene, W. [1999] "Análisis econométrico", New York University. Tercera edición, Editorial Prentice Hall.
- Gujarati, D. [2004] "Econometría", United States Military Academy, West Point. Cuarta edición, Editorial Mc Graw Hill.
- Ibarra, Sandoval y Sotres. [2001] "Desempeño de los gobiernos estatales mexicanos". Escuela de Graduados en Administración de Empresas [EGADE], ITESM, Departamento de economía.
- INEGI. "Finanzas públicas estatales y municipales de México" [1994-2004].
- Karras, G. [1996] "The optimal government size: Further international evidence on productivity of government services". Economic Inquiry. Vol. 34, pp. 193-203.
- Karras, G. [1997] "On the optimal government size in Europe: Theory and empirical evidence". The Manchester School, Vol. LXV, No. 3.
- Landau, D. [1983] "Government expenditure and economic growth: A cross-country study." Southern Economic Journal, 49.
- Mankiw, G. [1999] "Principles of economics". Harvard University, Harcourt Brace & Company.

130 *Ensayos*

- Qian, Y. y Roland, G. [1998]. "Federalism and the soft budget constraint." *Economic Review*.
- Ram, R. [1986] "Government size and economic growth: A new framework and some evidence from cross-section and time-series data." *American Economic Review*, 76.
- Rionda, J. [2006] "Economía: Mercado y Estado". Centro de investigaciones humanísticas. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores. Universidad de Guanajuato.
- Romer, D. [2005] "Advanced macroeconomics". University of California, Berkeley. 3th edition, Mc Graw Hill companies, Inc.
- Romero, R. [2000]. "Productividad y tamaño óptimo de gobierno en México 1930-1998". *Ensayos*, Vol. XIX, No. 2, noviembre, pp. 69-84
- Romero, R. [2000] "Tamaño óptimo de gobierno en México 1930-1998". Tesis. Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León. Monterrey.
- Samuelson, P. y Nordhaus, W. [2002] "Macroeconomía con aplicaciones a México". Massachusetts Institute of Technology [MIT]. Decimosexta edición, Ed. Mc Graw Hill.
- Tijerina, J. y Medellín A. [2000] "Dependencia financiera de los gobiernos locales en México". *Ensayos*, Vol. XIX, No. 1, mayo, Facultad de Economía, UNAL.
- Woller, G. y Phillips, K. [1998] "Fiscal decentralization and LDC economic growth: An empirical investigation". Institute of Public Management and Brigham Young University. *The Journal of Development Studies*, Vol. 34, No. 4. London.
- Zhang, X. [1998] "Fiscal decentralization and political centralization in China: Implications for regional inequality". *Development Strategy and Governance Division*.

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León,
volumen veintisiete, número dos, se terminó de imprimir el primero de
noviembre del año dos mil ocho en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V.,
Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.

El tiraje consta de 30 ejemplares.

Ensayos Revista de Economía es una revista arbitrada que publica artículos de investigación inéditos de alto rigor académico en los campos de la economía aplicada y teórica, la estadística y las ciencias sociales afines. Se publican trabajos en español e inglés dos veces al año, enero y julio. Está indexada en EconLit (*American Economic Association*), SciELO México, Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMcyT) del Consejo Nacional de Ciencia, Humanidades y Tecnología (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO y puede consultarse en la base de datos Fuente Académica Premier™ de EBSCO y en RePEc (*Research Papers in Economics*).

Instrucciones para autores:

- Los trabajos deben corresponder a investigaciones concluidas que planteen claramente una hipótesis.
- Se dará preferencia a los trabajos que empleen un modelo teórico matemático como soporte o una metodología estadística/econométrica que someta a prueba la hipótesis.
- Los artículos deben enviarse acompañado de una carta firmada por el autor o los autores declarando que posee(n) los derechos de autor, que el trabajo es inédito y original, y que no está sometido, ni en proceso, para su publicación total o parcial en otra revista especializada o libro.
- El autor o los autores debe(n) enviar una copia de su currículum vitae.
- Los artículos pueden redactarse en inglés o español; sin embargo, el título, el resumen y las palabras clave deben presentarse en ambos idiomas.
- El resumen no excede las 150 palabras e incluye los códigos de clasificación JEL después del resumen.
- El título del trabajo debe ser claro y breve (máximo 10 palabras).
- Los manuscritos deben enviarse en formato compatible con Microsoft Word, con una extensión máxima de 45 cuartillas, interlineado de 1.5, y fuente Times New Roman tamaño 12.
- Las gráficas y cuadros deben enviarse en formato Excel. No se deben incluir gráficas o cuadros en formato de imagen.
- La sección de referencias incluye únicamente los trabajos citados en el texto, ordenados alfabéticamente y siguiendo el formato establecido para citar artículos, libros, capítulos de libros, informes técnicos, tesis, entre otras fuentes de información. Las instrucciones de citación están disponibles en la página de la revista.
- Los artículos deben enviarse de forma electrónica a través de la página de la revista: <http://ensayos.uanl.mx>. Para ello, el autor debe registrarse en la página como usuario y seguir los cinco pasos para nuevos envíos.

Ensayos Revista de Economía is a peer-reviewed journal that publishes original research articles of high academic rigor in the fields of applied and theoretical economics, statistics, and related social sciences. The journal publishes works in both Spanish and English twice a year, in January and July. It is indexed in EconLit (*American Economic Association*), SciELO Mexico, *Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología* (CRMcyT) of the *National Council of Science, Humanities, and Technology* (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO, and can also be accessed through the *Fuente Académica Premier™* database by EBSCO and *RePEc (Research Papers in Economics)*.

Author guidelines:

- The papers must correspond to completed research that clearly states a hypothesis.
- Preference will be given to papers that employ a supporting mathematical theoretical model or a statistical/econometric methodology that tests the hypothesis.
- Articles must be accompanied by a signed letter from the author(s) declaring ownership of the copyright, originality of the work, and that is not under review or in process for full or partial publication in another specialized journal or book.
- The author(s) must send a copy of their curriculum vitae.
- Articles may be written in English or Spanish; however, the title, abstract, and keywords must be presented in both languages.
- The abstract must not exceed 150 words, and should include JEL classification codes after the abstract.
- The article title should be clear and concise (maximum of 10 words).
- Manuscripts must be submitted in a Microsoft Word compatible format, with a maximum length of 45 pages, 1.5 line spacing, and Times New Roman font, size 12.
- Graphs and tables must be submitted in Excel format. Graphs or tables in image format are not accepted.
- The reference section should include only works cited in the text, listed alphabetically and following the citation format for articles, books, book chapters, technical reports, theses, and other sources. Citation guidelines are available on the journal's website.
- Articles must be submitted electronically through the journal's website: <https://ensayos.uanl.mx>. Authors must register as users and follow the five steps for new articles.

ENSAYOS
Revista de Economía