

ENSAYOS

Revista de Economía

Volumen XXVI, número 1

mayo de 2007

Artículos

Los salarios del sector formal e informal en México: análisis de ganancias y pérdidas por formalización

Jorge O. Moreno Treviño

El impacto de la geografía sobre la riqueza: autocorrelación espacial, movilidad regional, esquemas convergentes y dinámica temporal del ingreso per cápita, en México

Roberto Guerrero Compeán

Oferta Laboral en México: un enfoque de variables instrumentales

Cinthya Caamal Olvera

Subdesarrollo y globalización

David Mayer Foulkes



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. 26, No. 1, enero-junio 2007. 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 mayo de 2007. 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 2007

ensayos.uanl.mx

Índice

<i>Los salarios del sector formal e informal en México: análisis de ganancias y pérdidas por formalización</i>	1
Jorge O. Moreno Treviño	
<i>El impacto de la geografía sobre la riqueza: autocorrelación espacial, movilidad regional, esquemas convergentes y dinámica temporal del ingreso per cápita, en México</i>	45
Roberto Guerrero Campeán	
<i>Oferta Laboral en México: un enfoque de variables instrumentales</i>	115
Cinthya Caamal Olvera	
<i>Subdesarrollo y globalización</i>	155
David Mayer Foulkes	

Los salarios del sector formal e informal en México: análisis de ganancias y pérdidas por formalización

Jorge O. Moreno Treviño^{*1}

Resumen

Este documento analiza las diferencias que existen en los salarios entre el sector formal e informal del mercado laboral y estima las ganancias netas desde una situación de formalización para los trabajadores, utilizando los parámetros de los efectos de tratamiento, particularmente los de: Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), Tratamiento Promedio (ATE), Tratamiento en los Tratados (TT) y Tratamiento en los No Tratados (TUT). En general, para México desde el año 2000 al 2003, hombres y mujeres con mayores niveles de educación poseen una ganancia neta si se cambian hacia el sector formal; mientras por contraparte, trabajadores con menores niveles educativos tienen un efecto negativo en sus salarios, en el caso de que formalicen su situación laboral. Complementando lo anterior, se observa que prevalecen grandes diferencias en salarios de un sector a otro, cuando se estudia los efectos condicionales de los tratamientos; sin embargo, esta brecha se desvanece ligera pero consistentemente en el tiempo. En el caso de los hombres, la mayor medida de diferencia en salarios proviene de estudiar la diferencia en salarios usando la media incondicional y el efecto simple condicional OLS, los cuales implican una brecha de aproximadamente 33.0 por ciento en 2000, la cual se reduce consistentemente a 25.3 por ciento en 2003. En contraste, para el mismo período y género, el ATE muestra una brecha mucho menor que es de 14.3 por ciento para 2000, y reduce su valor a 11.7 por ciento en 2003. Además, el TUT para los trabajadores informales es aún mucho menor, ya que se reduce de 7.5 a 2.6 por ciento en el período analizado. Las estimaciones para mujeres son estadísticamente significativas y cualitativamente similares. En esta investigación, la evidencia sugiere que el ordenamiento de los agentes entre sectores, por la vía de auto-selección, explica una proporción importante de la diferencia entre salarios formales e informales en México.

^{*} Department of Economics, The University of Chicago.

¹ I would like to thank Karla G. Mendoza, Francisco J. Arias, Lorenzo Caliendo, and Sergio A. Salas for all their comments during the development of this document. In particular, I would like to thank Prof. Robert M. Townsend for his invaluable guidance and support throughout the development of this project. All mistakes are my responsibility and the usual disclaimer applies.

Email: jmoreno@uchicago.edu.

Abstract

This document analyzes the differences on wages between formal and informal labor market and estimate the net gains from formalization using the set of treatment effects parameters, namely: Ordinary Least Square (OLS), Average Treatment Effect (ATE), Treatment on the Treated (TT), and Treatment on the Untreated (TUT). In general for Mexico from 2000 to 2003 both men and women with higher levels of education have net gains from switching to the formal sector, while workers with lower levels of education have a negative impact on their expected wages from formalizing. Moreover, large differences prevail by studying the conditional treatment effects, yet they reduce in the period studied. For men, the larger effect are obtained from analyzing the unconditional mean differences and the OLS effect which imply a wage gap of around 33.0 per cent in 2000, but steadily reduces to reach 25.3 in 2003. In contrast, for the same period and gender, the ATE of formality reduces this gap estimation to 14.3 percent and steadily decreases to 11.7 percent. Furthermore, the TUT effect of informal workers seems to be even smaller and also decreasing in time, from 7.5 to 2.6. The estimations and evidence for women are significant, and qualitatively similar. The evidence on this paper suggests that sorting through self-selection accounts for explaining a large fraction of the average difference between formal and informal wages.

1. Introduction

Labor markets in Latin America, and particularly in Mexico, present a common observed regularity in their structure which differs from those in developed countries: a high percentage of their active labor force works in activities outside the tax system and (or) without social security coverage. This fraction of the population has been known in the literature as the informal sector.

Several studies regarding the informal sector and carried out for Latin America by the OECD (1999), the World Bank (2004), and Banco de Mexico (2003) present two empirical findings consistent across time: 1) the fraction of the total labor force in the informal sector has remained stable and persistent over time, particularly in the urban areas where it accounts for 40 to 60 percent of the active labor force depending of the definition of informality used; and, 2) there is a pronounced gap between the observed average wages between these two sectors, where formal wages are consistently higher than informal ones for both genders across time, in particular the informal sector salaries are around 60 to 80 percent of the formal ones for the periods analyzed.

While some analysis have been done for understanding the importance of the tax systems and the role of law rigidities in determining the informal sector by focusing on an macroeconomic framework, fewer analysis have been done to understand the nature of the informal sector as a result of individual rational decisions.

This document presents a proposal for studying the differences in wages between the formal and informal sector by studying the rationality of agents' labor participation on each sector. Using the wage estimations corrected by selection, I calculate alternative treatment effects to measure the gains and lose in wages from formalization. For this purpose, I will study the determinants of aggregate wage distributions for both the formal and informal sectors focusing in the Mexican labor market for the early 2000 years using a model similar to the seminal model studied by McCall (1970) but including a sorting environment similar to that proposed in Willis and Rosen (1979) framework. Hence, the model proposed provides an approach that combines an equilibrium analysis between sectors and the sorting nature of participation decisions with a self selection component in which wages are partially determined by the agent's heterogeneity. By studying the proposed framework, I am able to answer the following questions: 1) how much of the wage inequality is explained by the heterogeneity of the agents who works in each sector, and 2) what are the gains or loses from switching formality in the labor market conditional on the characteristic of the agents.

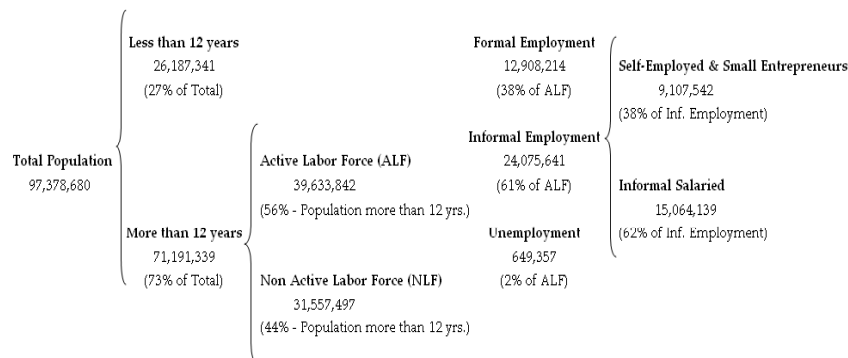
4 Ensayos

The present document is organized in five sections including this introduction. The second section presents some literature and a quick review regarding other studies findings for the formal and informal sector. The third section presents the characteristics of the data sets I will use for the analysis of the Mexican labor market and some of the statistical properties in the final data I will use throughout this research. The fourth section presents the econometric model I propose to identify the wage inequality determinants between formal and informal sectors. The fifth section shows the empirical implementation and results of this analysis. The last part of this document concludes the analysis and presents the most important findings.

2. Formality in the Mexican labor market: some facts

Most of the work for analyzing the informal sector in developing countries have been carried out either by local agencies (in the case of Mexico by the National Institute of Statistics, Geography and Informatics, and the Central Bank, (Banco de Mexico - Banxico); or by international organizations, like the World Bank (WB), the International Labour Organization (ILO), and the Inter-American Development Bank (IDB). This section presents the main findings on some of the most representative empirical works carried out for studying the informality on Latin America.

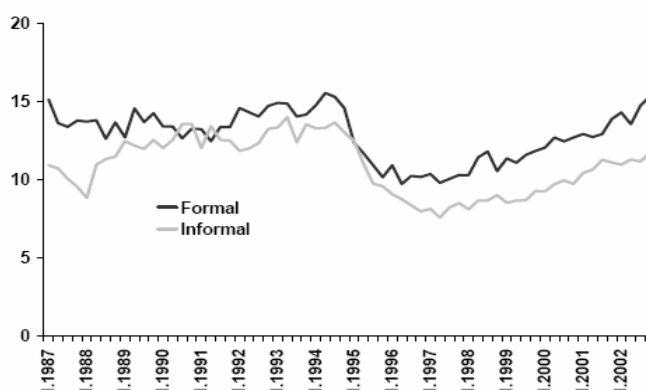
Figure 1
Total population decomposition, Mexico 2000



Source: Banco de Mexico, 2003

The first question to address is to define what the informal sector is, and what the implications are of using this definition on the labor force partition. In general, Banxico (2003) and The World Bank divide the active labor force employment into formal and informal, but distinguishing two types of informality: i) entrepreneurs and self employed; and ii) informal salaried workers. The first group includes the part of the active labor force that produce no agricultural goods and services, which are legal, and with market destiny or scope, through firms which are not in the tax system and are owned by household sector. The second part includes those salaried workers which are not owners of a small firm or beginning a new entrepreneur, yet receive an income per hours worked in a non-formal job. Figure 1 presents a basic scheme of this decomposition and the estimations for Mexico, using data of 2000.

Figure 2
**Estimation of median formal-informal labor income,
Mexico 1987-2000**

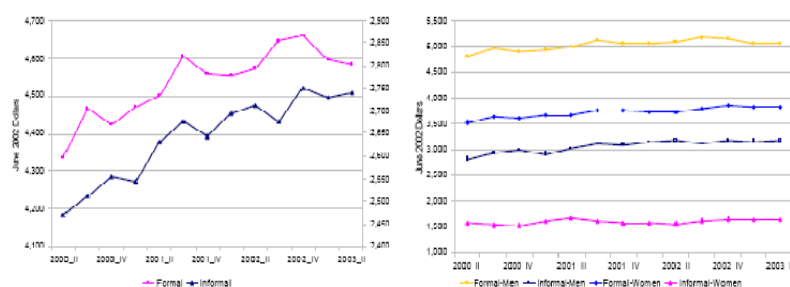


Source: BANXICO 2003, with data from ENEU-INEGI

Maloney's (1998) working paper is one of the pioneering research work for studying labor market informality in Latin America using microdata for several countries including Brazil, Colombia, El Salvador, and Mexico. Maloney finds that in Latin America, small entrepreneurs who does not pay taxes and do not have social security are indeed a high percentage of the informal sector. In other words, Maloney's hypothesis is that informal sector is not a "residual" of the lack of ability of the formal sector to "create opportunities", but it represents an option for the potential worker to get earnings in a different type of job. In particular, Maloney (1999) logit analysis for rotating panels finds that people are more likely to become an informal worker if: 1) medical benefits covering are provided for the family as a whole by other member, so the worker is not the marginal provider of

this service; 2) administrative costs for social security are relatively high and benefits to worker are of low quality; and 3) high turnover rates within formal employment means that workers not accumulate seniority, and hence, have a lower opportunity cost in terms of seniority benefits.

Figure 3
Estimations on formal-informal wages, Mexico 2000-2003



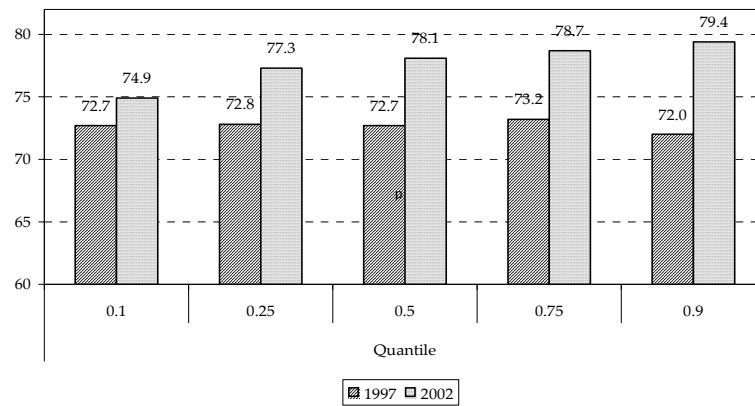
Source: WB staff calculations using ENEU.

In a recent report for Mexico, the World Bank (2004) devoted a small subsection to study the evolution of wage gaps between the formal and informal sectors. They defined 'informal worker' as all those unprotected by labor law, but divided this large sector into two specific groups: 1) owners of firms with fewer than 16 employees who do not have social security or medical benefits, identified as "informal self-employed"; and 2) employees in those small firms, identified as "informal salaried workers". During 2000-2002, the report finds that there has been an increase in real wages for both sectors, followed by a flattening of informal and a fall in- formal wages in early 2003. Controlling for relevant characteristics such as basic economic background and education, their results show that the wage gap between informal and formal workers decreased along the conditional earnings (Figure 3 and Figure 4). In this report, they also find a reduction in the wage gap between 1997 and 2002, particularly in the lower tail of the conditional distribution (Figure 5).

The findings of the World Bank report for Mexico in 2002, fits in the history of Maloney for the rest of Latin America developing countries and the findings of Banxico in 2004. Basically, Figure 5 presents the wage distribution by formality category for the second quarter of 2002 in Mexico. This distribution has the skewness characteristic of the labor markets (Rosen and Neal, 1999), but in particular, once we consider the informal sector decomposition, the distribution of wages for the informal workers presents, relative to the formal sector: 1) lower wages for both types of informality; 2)

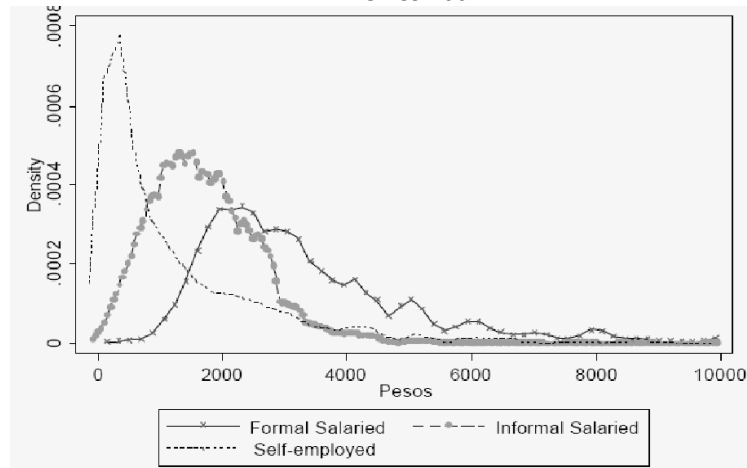
higher variance for both types of informality; and 3) higher skewness in the distribution.

Figure 4
Informal to formal wage ratio by quantile, Mexico 1997-2002



Source: World Bank, 2002. Staff Calculations using the third quarter of ENOE urban population on each year.

Figure 5
Labor income distribution for formal and informal categories, Mexico 2002



Source: World Bank, 2002. Staff Calculations.

The findings presented above are the basis of analysis for this proposal, where the objective is to identify the sources of the skewness of wages distribution and the evolution on wages gap by measuring the self selection and heterogeneity components, and the possibility of having sector specific shocks in productivity. The next section of this proposal presents the characteristics of the datasets I will use in my research, and then, I will describe the econometric model that I will work throughout the research project.

3. Data sets: the Mexican surveys of employment

For purposes of this analysis, I will use the set of surveys known as the National Survey of Employment for Mexico (ENOE). These datasets are collected by the Mexican National Institute of Statistics, Geography, and Informatics (INEGI) and are the basis for official employment statistics. Since 1987 and until 2005, the Surveys of Employment have had the same questionnaire information structure including information at individual level for potential workers (people with 12 or more years old) on variables such as: education, labor participation, hours worked, type of contract and benefit received, some questions about social protection coverage or labor force and other basic variables as gender, marital status and age. Moreover, it is also possible to recover the same information for all the members of the same household. Since its first application on the field in 1987, ENOE have had three different sampling designs: the first design was operative from 1987 to 2000; the second from 2001 to 2004; and the third stage beginning 2005.

The first sampling design divided their data collection into two types of surveys: the National Survey of Urban Employment (Encuesta Nacional de Empleo Urbano, or ENEU), with quarterly data collected since 1987; and the National Survey of Employment (Encuesta Nacional de Empleo, or ENE), with annual data collected from 1996 to 2000. Both ENE and ENEU surveys share the same variables and structure and were statistically representative at urban and national level respectively but with different time collection and sampling structure. On the one hand ENE was a cross sectional survey nationwide collected, which is representative for both rural and urban areas in Mexico. ENEU, on the other hand, focused only on urban areas² but with a main advantage over ENE: ENEU is a rotating panel which follows each round of workers for 5 quarters. In each ENEU sample there are five cohorts, each in a different state of completion in the interview cycle: one-fifth of the sample in its first interview, one-fifth in its last (fifth) interview, and three-

² This means that ENEU survey was restricted to areas with more than 100,000 inhabitants. The geographical coverage on ENEU has changed over time with the introduction on new urban areas and currently covers the 45 largest urban areas in Mexico.

fifths of the sample in intermediate stages. The ENEU conducts extensive quarterly household interviews in the 16 major metropolitan areas for from 1992 to 2000 and the sample is selected to be geographically and socio-economically representative. Additionally, a household identification variable permits construction of household variables for purposes of having more controls if needed.

In the second sampling stage, from 2001 to 2004 both ENEU and ENE disappear becoming one single nationwide survey: the Quarterly National Survey of Employment (Encuesta Nacional de Empleo Trimestral, or ENET). ENET combines the ENE representativeness with the ENEU rotating panel structure which allows following every individual for at most 5 quarters. Specifically, since the second quarter of 2001, the ENET consists of a rotating panel data representative for the next mutually exclusive aggregate levels: a) National level; b) 48 mayor cities in Mexico; c) 32 Mexican states; d) four levels of urbanization measured by community inhabitants. These multiple representativeness levels allow us to divide the sample for analyzing even labor markets for rural and urban areas.

Finally, since 2005 ENET was the basis for the Encuesta Nacional de Empleo y Ocupaciones (ENOE) by modifying its questionnaires which started to be operational at that year. Using all the ENET row data sets from 2000 to 2003 with information at individual level, I will build measures on wages, education, and sectorial composition, by focusing my analysis in the urban labor markets. From there, I will focus my attention on analyzing wage structure comparing sectors, but differentiating between males and females, given that the variable "number of children", one of the most important variable in determining labor participation, is only available for women

4. Labor market Equilibrium in a two sectors economy

This section presents the model I will use to characterize the wage distribution in both formal and informal sectors, and compare the hypothesis of wage differences under alternative structural measures of switch effects. Initially, I will assume partial equilibrium analysis, trying to integrate the elements from both labor supply and demand, and from there, recover the wage distribution of the workers for both formal and informal sector.

For this purpose I will start by characterizing the possible sources of heterogeneity in the observed wage of each market in two sources: 1) A first source is due to the tax rate imposed on one sector relative to the other; and 2) the self selection of the agents between sectors which may induce a sorting bias on the observed wages for each sector.

10 Ensayos

4.1. A model of labor demand with taxes

This subsection provides a quick and powerful result on labor demand for two sectors with different tax structure. For simplicity, let us assume for a while that there are two sectors in the economy: F and I. One of them, without loss of generality F, is required to pay a wage tax τ per unit of time hired in labor while the sector I do not require to pay that tax³. Accountability of tax is at this point exogenous to the sector and this tax is returned to the agents in the form of lump-sum transfers, so they do not provide additional distortions on the economy.

Assuming there is competition on the labor market, then for each firm the optimal conditions for maximizing profits are equalize the value of the marginal unit hired to the wage paid to workers. In this case, this condition for sector F is given by:

$$P^F L_L^F(K^F, L^F) = (1-\tau) W^F = w^F \quad (1)$$

where w^F is the observed wage on the sector F. Following the same argument, the optimal condition for sector I is given by:

$$P^I L_L^I(K^I, L^I) = W^I = w^I \quad (2)$$

For w^I being the observed wage on the sector I. Hence, on assuming technology on each sector is differentiable, the last worker hired in the sector should provide the same value of marginal productivity for each of these sectors. Then, in any equilibrium allocation must be true the following condition:

$$P^F L_L^F(K^F, L^F) = P^I L_L^I(K^I, L^I) \quad (3)$$

which implies in terms of wages:

$$w^F / w^I = (1-\tau) W^F / W^I \quad (4)$$

This simple condition tells us a very powerful history: in any free mobility labor market, the ratio of the observed formal to informal wages may obey to two sort of differences: 1) one associated to differences in the "net wage" ratio paid in each sector, (W^F / W^I) ; and 2) a second difference associated to the tax rate faced by the formal sector market $(1-\tau)$.

³ The ability to avoid the tax is not endogenously determined in this first approach model. This alternative analysis may be considered in a future research.

This first approach model would suggest that a very important component for explaining the observed wage differentials between formal and informal wages is indeed the tax rate and the economic logic goes as follows: provided the value of the marginal productivity of the last unit of labor is equal on each sector, then the relative wages observed on each sector must be equal to the average tax rate paid on the last marginal unit of labor hired.

Nevertheless, there exists strong evidence suggesting net wages may indeed vary between sectors, particularly if the bundle of skills and the price per unit of skill are different in each sector. This argument strikes the fact that the expected wage, conditional on skills-education on each sector, are biased due to the sorting of agents through a self selection choice. This is the second brick of my analysis on wage differentials provide a guide to analyze wage evolution, but several questions remain to be studied particularly those regarding to the average and marginal agents. From the Roy model perspective, exist the possibility that the average worker at each sector is essentially different from that worker which is on the margin of indecision on being or not formal. In a context of heterogeneous outputs on each sector, for the same skill and abilities characteristics, this lead us to self selection bias on the conditional average wage.

Therefore, to study the fully wage distribution differences between formal and informal sector, and given the lack of pure counterfactual for each agent, I will analyze the switching effect of formality using the engineering elements of Treatment Effects developed in Heckman and Vytlacil (2006) and studied in detail in the next section.

4.2. The labor supply side: characterizing sorting between sectors

This section presents the model proposal for studying the characteristics of sorting model of labor supply markets. By studying the decision of the marginal agent for being at the formal and informal sectors, we are able to fully characterize the aggregate distribution of wages across sectors and study if the distribution of agents characteristics are different among sectors (sorting effect by self selection) or if the agents consider informal sector to be just an alternative to the formal one which, at the margin, may gives them the same (expected) wage.

The methodology I propose to study then integrates the self-selection nature of micro decisions into the sorting macroeconomics framework, and from the nature of these two complementary approaches identify the aggregate wage distribution which in principle would depend on two type of essential factors: 1) those underlying the essential parameters of the

12 Ensayos

production function on each sector; and 2) those related to the (given) distribution of heterogeneous essential characteristics of the agents.

Hence, the model can identify decompose the effects of business cycles shocks over the wage distributions and identify how much of the observed changes in wage distributions between and across sectors are due to productivity shocks, and how much are due to sorting of the agents once their expectation on wages on wages are fulfilled.

The model begins with the traditional sequential optimization problem where the agent i maximizes the expected net present value of his consumption in a time-separable utility function. Hence the objective function is of the form:

$$\max E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t U(C_{i,t}) \right] \quad (5)$$

Let us assume that, as in the traditional sorting models, the income of the agent comes from his labor wage, and that the utility he earns in consumption is linear in this argument, hence the objective function becomes:

$$\max E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t w_{i,t} \right] \quad (6)$$

provided he decides to supply inelastically one unit of labor per period if accepts the wage offer he has at hand⁴.

At the beginning of each period, the agent must decide in which sector j he wants to work. At this point I will assume that there are two sectors A and B which differences will be explored in detail below, this in order to gain the insights about more general sector possibilities⁵. The agent decides in which sector to work by knowing a wage offer which be paid at the end of the period with two components: one known by the worker and which depends on his characteristics, and a second component which is stochastic but for which distribution is known for the agent.

⁴ In a future research project I will plan to explore the possibility of having both consumption and leisure in the utility function, and so having variable labor supply in a sorting framework.

⁵ In this particular case, I will analyze empirically the implication on "formal" and "informal" sector by characterizing the parameters β and the distribution of shocks on each sector.

Hence, the wage the agent obtain $w_{i,j,t}$ will be modeled to have two components: 1) a piece-rate wage conditional on some observed and common known characteristics of the agent $X_{i,t}$ which prices by sector and period $\beta_{j,t}$ are determined by the productivity essentials of the sector; and the second component $u_{i,j,t}$ which represents some random component, in principle different on each sector, reflecting some uncertainty for working on a particular sector. This uncertainty is hence exogenous to the agent, but the distribution of these shocks and its parameters are known for the agent ex ante. Hence the effective wage the agent receives at the end of the period is a linear function of the form:

$$w_{i,j,t} = X_{i,t}\beta_{j,t} + u_{i,j,t} \quad (7)$$

where $\beta_{j,t}$ is the price rate paid at sector $j \in \{F,I\}$ for each of the observed skill characteristics X of the agent i at period t (which in principle may be time-dependent); and the error term $u_{i,j,t}$ shows the sector-individual specific random term to the period of time t . I will assume that the two terms are non-correlated, so the productivity shocks are independent of the heterogeneous characteristics of the agent. For purposes of my analysis, I will assume that skills are characterized by the years of education of the worker, and a series of dummy variables that may capture the different yearly rates of return to different levels of education.

From equation (7), let me notice one very important feature for this model: there are two different types of wage distributions relevant for our model: 1) that wage distribution which is relevant for the decision of the agent; and 2) the wage distribution for the whole market which result from the sorting and self selection of the agents across sectors.

At an individual level, the wage distribution from which the agent decide where sector to work relies on the distribution of the sector shocks $\{ u_{i,F,t} , u_{i,I,t} \}$ and the productivity-prices of their heterogeneous abilities $\beta_{j,t}$. At this stage I will assume that the skill prices are known, and at sometime constant, so all the source of randomness on the wage distribution for the agent are result of the sector specific random shocks.

At this stage, and following the McCall original model as in Sargent and Ljunquist (2004), I will assume that both sector productivity shocks are draw from a jointly i.i.d. normally distributed on time, equal for all the agents $i \in \{1, \dots, I\}$, and these shocks are independent of the agent i heterogeneity $\forall i \in \{1, \dots, I\}$. Hence the shock distribution for each sector is of the form:

$$\begin{pmatrix} u_{F,t} \\ u_{I,t} \end{pmatrix} \sim N \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_F^2 & \sigma_{FI} \\ \sigma_{FI} & \sigma_I^2 \end{pmatrix} \right\} \quad (8)$$

Then, using these assumptions, the distribution of wage across sector is indeed a random variable whose joint distribution at each period is characterized as follows:

$$\begin{pmatrix} w_{i,F,t} \\ w_{i,I,t} \end{pmatrix} \sim N \left\{ \begin{pmatrix} X_{i,t}\beta_{F,t} \\ X_{i,t}\beta_{I,t} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_F^2 & \sigma_{FI} \\ \sigma_{FI} & \sigma_I^2 \end{pmatrix} \right\} \quad (9)$$

Hence, while the expected wage of the agents relies on their abilities, the variance of the wage will depend on the stochastic term shocks $u_{i,j,t}$.

Given the known bi-normal distributions, and provided the distribution of heterogeneous characteristics of $X_{i,t}$ we are able to find the whole characterization of the value function and how, given these variables, the agent have two optimal policy functions of the "reservation wage type": one is given by the reservation wage of working or not, $w_{i,t}^0$, and the second one identify the reservation wage for switching or working in one particular sector, $w_{i,t}^S$. In particular, we will observe that the agents decide to work if:

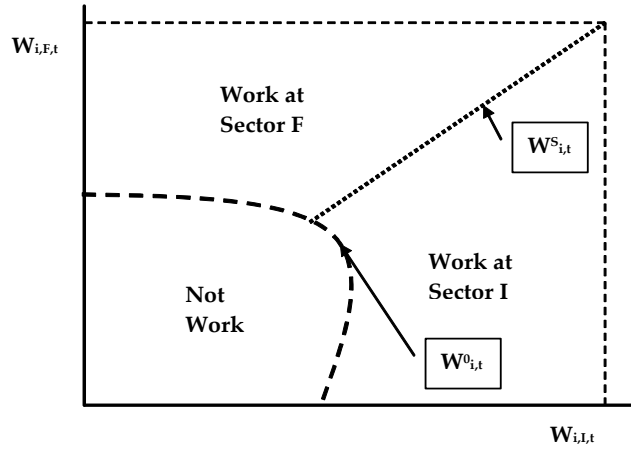
$$\min \{w_{i,F,t}, w_{i,I,t}\} > w_{i,t}^0 \quad (10)$$

On the other hand, once the worked has decided to work, the agent will decide to work in a sector (let me use without loss of generality sector F as the basis) or switching to this sector if the following condition occurs:

$$w_{i,F,t} > w_{i,t}^S \quad (11)$$

otherwise the agent will stay at the sector originally selected. Graphically, the model expects to find some functional decision forms for the policy function as Figure 6.

Figure 6
Policy functions characterization for an agent in a two sector economy



From the full wage distribution, conditional on observed skill characteristics, we identify if such a wage distribution is then different among sectors, and how much of such a difference is explained only by differences on the characteristics that determine formal sector decisions, and how much are only due to the tax rate applied for that agent. Moreover, these distributions also help us to analyze the determinants of the "size" of the sectors.

At this stage of this research proposal, I will focus on studying the marginal values of switching between sectors given the agent has decided to participate, so I will only study those agents which are employed in the labor market and the analysis of multichoice switching decisions and effects between being out of the labor force are left for a future research.

Then, for a worker which has decided to work, the sequential problem can be reduced to a set of functional equations, which Bellman representation for each given sector is given by a recursive equation showing the value of being employed at that sector at the current wage offer:

$$V_{i,j,t}(w_{i,j,t}) = \max \left\{ w_{i,j,t} + \beta E_t \left[V_{i,j,t+1}(w_{i,j,t+1}) \right], \beta E_t \left[V_{i,t}(w_{i,A,t+1}, w_{i,B,t+1}) \right] \right\} \quad (12)$$

For $j \in \{F, I\}$

Given the agent has decided to participate in the labor force⁶, each period he faces the decision of entering or not to a particular sector. In this case, this decision can be modeled using the latent variable approach associated to select "being in the formal" sector. Each period the agent has to decide which sector to work in given he has a wage in hand at each sector. Let us define the value function the agent i may have for being at sector j as $V_{i,j,t}$. In particular, In this document I will analyze the case for two sector such that $j \in \{F=Formal, I=Informal\}$. The agent then has the following optimal decision conditional on his characteristics X and so:

$$V_{i,t}(w_{i,F,t}, w_{i,I,t}) = \max\{V_{i,F,t}(w_{i,F,t}), V_{i,I,t}(w_{i,I,t})\}$$

Then, provided the value of being at each specific sector, the agent decides which sector to work. Without loss of generality, let me assume $V_{i,j,t}$ is represented by a linear function of some observed characteristics for the econometrician $Z_{i,t}$ and some non-observables for the econometrician $e_{i,j,t}$ as follows:

$$V_{i,j,t} = Z_{i,t}\pi_{j,t} - e_{i,j,t} \quad (13)$$

I will assume at this stage that the decision the variables that characterize the choice of sector have two orthogonal components so $Y_{i,t} \perp e_{i,j,t}$, and also $\pi_{j,t} \perp e_{i,j,t}$ avoiding the possibility of having random coefficients on the choice equation.

In this case, the sector selection criteria for agent i is given by a latent variable $\Upsilon_{i,t}$ that measures the net benefit of being at the formal (or informal sector). The index variable $\Upsilon_{i,t}$ is given by the following expression:

$$\Upsilon_{i,t} = V_{i,F,t} - V_{i,I,t} = Z_{i,t}\pi_{i,F,t} - Z_{i,t}\pi_{i,I,t} - (e_{i,F,t} - e_{i,I,t}) \quad (14)$$

⁶ At this first stage, I will work only with those agents who are already in the labor market, and not developing the possibility of multi-stage self selection were the agents can choose working or not, and then which sector work on. On a later stage of the research I will include this possibility by using a multinomial decision to correct this multilevel self selection possibility.

or grouping terms,

$$\Upsilon_{i,t} = Z_{i,t}(\pi_{i,F,t} - \pi_{i,I,t}) - (e_{i,F,t} - e_{i,I,t}) \quad (15)$$

If we simplify and collect terms, the selection variable is then given in terms of the variable:

$$\Upsilon_{i,t} = Z_{i,t}\Pi_{i,t} - \xi_{i,t} \quad (16)$$

In other words, the agent will decide to work in the formal sector if the utility value from being in the formal sector is higher than its second option, otherwise he will optimally chose to go into the informal sector. Then the selection rule in the Willis and Rosen sense given by the variable $\Upsilon_{i,t}$ where the agent will select being at the formal sector if and only if $\Upsilon_{i,t} > 0$, while he would choose go to the informal sector otherwise. Then, the probability of observing an agent in the formal or informal sector, or propensity score for each agent, is therefore defined in terms of the index variable $\Upsilon_{i,t}$ as follows:

$$P_{i,t}(j = F) = P_{i,t}(V_{i,F,t} - V_{i,I,t} > 0) = P_{i,t}(Z_{i,t}\Pi_{i,t} - \varepsilon_{i,t} > 0) = P_{i,t}(\gamma_{i,t} > 0) \quad (17)$$

$$(18)$$

$$P_{i,t}(j = i) = P_{i,t}(V_{i,F,t} - V_{i,I,t} \leq 0) = P_{i,t}(Z_{i,t}\Pi_{i,t} - \varepsilon_{i,t} \leq 0) = P_{i,t}(\gamma_{i,t} \leq 0)$$

Hence, the observed wages have a self-selection component associated to the decision of being or not part of the formal or informal sector, which can be modeled in the same spirit of Willis and Rosen (1979) using the Roy model framework exposed in Maddala (1983). Assuming the characteristics associated to the participation decision on formal sector $\xi_{i,t}$ is normal distributed, we can simplify using Heckman (1979) error decomposition and the truncation normal in the following reduced form:

$$w_{i,F,t} = X_{i,t}\beta_{F,t} + \sigma_{F,t}\rho_t^F \lambda_{i,t}^F(c) + \varepsilon_{i,F,t} \quad (19)$$

$$w_{i,I,t} = X_{i,t}\beta_{I,t} + \sigma_{I,t}\rho_t^I \lambda_{i,t}^I(c) + \varepsilon_{i,I,t} \quad (20)$$

$$\lambda^F(c) = -\frac{\phi(c)}{\Phi(c)} \quad (21)$$

$$\lambda^I(c) = \frac{\phi(c)}{1 - \Phi(c)} \quad (22)$$

$$c = \frac{Z_{i,t}\Pi_{i,t}}{\sigma_{\xi_{i,t}}} \quad (23)$$

$$\rho_t^j = \frac{Cov(\varepsilon_{i,j,t}, \xi_{i,t})}{\sigma_{\xi_{i,t}}\sigma_{j,t}}, \quad j \in \{F, I\} \quad (24)$$

For purposes of this analysis, I will assume the set of equations satisfy the exclusion restrictions on the variables X_i and Y_i in order to identify the set of relevant parameters. Once the model have included the nature of the selectivity of the agents to participate in each type of the labor market, the possible sources of wage variability associated with the heterogeneity of the agents is key for answering several questions on policy effects from formalization.

4.3. *Wage differences and the formalization treatment effects*

This section develops the following policy question: what would be the expected benefit from "formalizing"⁷ an informal worker? Moreover, is there any wage gain from moving a worker from the formal to the informal sector? In particular, if the benefits are fully characterized by the wage the agent earns in each sector conditional on his education, once we consider the self-selection bias, what would be the impact of switching agents between sectors?

A useful tool for answering this sort of questions is the set of treatment effects corresponding to this experimental simulation. In particular, following Heckman and Vytlačil (2006) we can study at least 4 particular treatment effects, and from these estimations and controlling by self selection, infer the impact on the expected effect from switching across sectors.

Assuming the outcomes (wages in this case) depends on the same set of variables X_t in the two sectors, and that the coefficients on the outcome equation are the same for all the agents (i.e. at this stage I will not permit

⁷ By formalization I mean moving a worker, keeping his education and background, from an informal sector to be a formal wage worker.

heterogeneity on the returns of the variables X_i) then the first treatment effect is given by the ordinary least squares difference ΔOLS_i conditional on this set of observables in the two outcomes. This treatment is given by the following expression:

$$\Delta OLS(w_{i,j,t}|X_{i,t}) = (\beta_{F,t} - \beta_{I,t})X_{i,t} \quad (25)$$

Given the nature of the sorting and self selection of the agents across sectors, it is possible that the previous effect does not reflect the average gain for a worker from switching from formal to informal, hence, an unbiased treatment estimators is proposed to be the average treatment effect ΔATE given by the following definition:

$$AUT(w_{i,j,t}|X_{i,t}) = E(w_{i,F,t} - w_{i,I,t}|X_{i,t}) = (\beta_{F,t} - \beta_{I,t})X_{i,t} - (\rho_t^F \lambda_{i,t}^F(c) - \rho_t^I \lambda_{i,t}^I(c)) \quad (26)$$

In this second treatment effect, the control function to address the self selection bias is given by $\rho_t^F \lambda_{i,t}^F(c) - \rho_t^I \lambda_{i,t}^I(c)$ and represents the correction for this average treatment.

Finally, two other treatment effects may be interesting to consider namely: the treatment on the treated ΔTT_i , and the treatment on the untreated ΔTUT_i defined as follows:

$$ATT(w_{i,j,t}|X_{i,t}) = E(w_{i,F,t} - w_{i,I,t}|X_{i,t}, D_i = F) = \Delta ATE(w_{i,j,t}|X_{i,t}) + \sigma_\varepsilon \rho_t^F \lambda_{i,t}^F(c) \quad (27)$$

$$AUT(w_{i,j,t}|X_{i,t}) = E(w_{i,F,t} - w_{i,I,t}|X_{i,t}, D_i = I) = \Delta ATE(w_{i,j,t}|X_{i,t}) + \sigma_\varepsilon \rho_t^I \lambda_{i,t}^I(c) \quad (28)$$

In a environment where free mobility across sector occurs, such as in the model of labor demand studied in the previous section, we would expect that conditional on the agents characteristics the net wages in the two sectors, must be the same, or quite similar, unless that there are sector specific skills and different prices per unit of skill. This result may be challenged by the observed wage differences of the previous studies. The next section presents the definition of formality I will follow using ENET, and the empirical implementation of the models proposed to show the estimations regarding the set of treatment effects for the Mexican labor market.

5. Empirical implementation

To study the wage differences between formal and informal sector in the Mexican labor market, I will use all the information provided by the ENET and from the system of equations (19) to (24) defined in the previous sections I will build and analyze the different unconditional and conditional treatment effects, corrected and not by self-selection. In this case, I used the quarterly databases from 2000 to 2003 to study the evolution of wages and their estimations for the treatment effects already defined, separating each sample between men from women, as this second group includes key information not provided for the first group.

The first important question is the definition of formality and informality I will use for the rest of the document. In particular, using the information of ENET questionnaire and an approach close to the one exposed in Banxico, I will infer and define formality in terms of the labor contractual specifications, which are close related to the payment of labor income taxes. In particular, for purposes of this analysis, I propose the following definition:

Definition: An informal employed worker is a person who satisfies simultaneously the following four conditions:

- i) Works for a positive earning compensation for her (his) work at the labor market during a positive number of hours per week.
- ii) Does not receive at least one of the following benefits mandatory by law: IMSS, ISSSTE, INFONAVIT; SAR, or Private Medical Insurance.
- iii) Works in an economic unit (firm) without official registration;
- iv) The economic unit (firm) where she (he) works does not have more than 50 employees, including the employer.

This informality definition includes three main informal employment categories: self-employed (one-worker self managed firm), informal employers, and informal salaried worker. The main difference between the definition of formality of this proposal and the previous definitions studied by the World Bank and Banxico is the inclusion of the condition of "official registration of the economic unit" (the third condition in my definition of formality.) While this question is part of the ENET basic questionnaire, the previous definitions of formality ignores it. At this stage, I will follow this alternative definition as one contribution to the discussion over the previous analysis, and I will let the possibilities of studying the robustness of my results for different measures of formality for a future research.

Figure 7
Employment composition by formality, Mexico 2000-2003



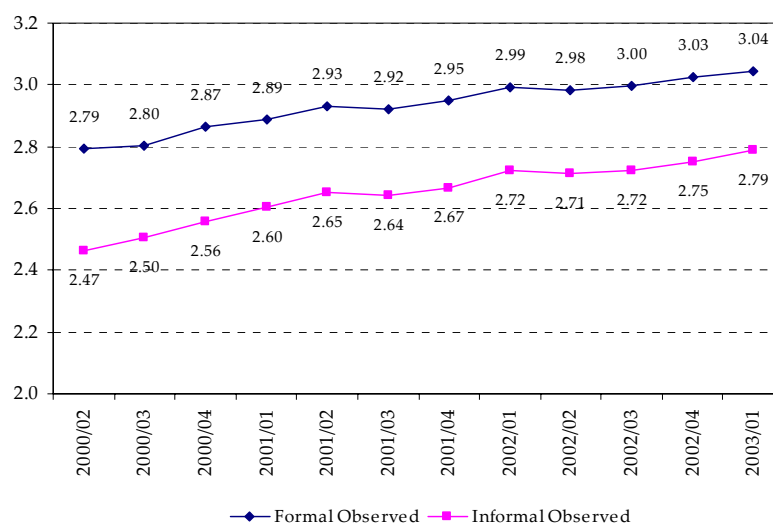
ENET datasets for each quarter provides us information on basic socioeconomic background for more than 120,000 observations of people who potentially participates in the labor market. From there, I used the people who are currently working at the labor market at each quarter I had information, resulting in more than 85,000 observations per cross section quarter. Using this data and the definition proposed, the composition of formality for 2000 to 2003 shows the relative size of the informal sector has been steady and around 20 per cent of the total labor participation. This estimation differs from the size studied in the other analysis due to the alternative definition I am proposing, and the sources of difference are the inclusion of official registration as a filter of informality. Following my definition, the main source of informal employment is given by the "self-employed and employer" category, which represents around than 65 percent of the informal employment. Figure 7 shows the composition and evolution of employment by category for Mexico in the period studied, while Table 1 in the appendix shows more precise estimations by gender.

The second question is the evolution of average wages (labor income per hour) for both sectors. For this purpose I decomposed the databases for studying the wage evolution by gender to use the different information regarding the number of children they have (women has explicitly this question, while information on men is not reported.) ENET databases shows the net of taxes labor income of the workers, so, by using the number of hours worked per week, I can estimate the wage-per-hour for each worker net of taxes, and from there, estimate the log-wage which will be my

"dependent variable". For both men and women, the average log-wages shows a steady but low increase in real terms for both formal and informal markets. Nevertheless, the most important feature of having log-wages is that we can compare the percentage gap between formal and informal sector. This unconditional average wage difference has been reducing for both men and women from 33 percent and 54.2 percent in 2000/02 respectively, to 25.3 percent and 45.3 percent in 2003/01. Figure 8 and Figure 9 present these findings in more detail.

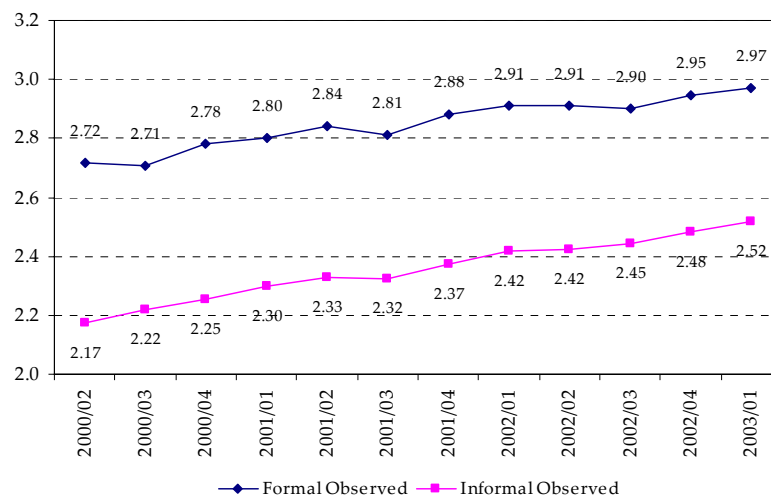
Once the time series of wages are estimated by gender, the next question is what are the sources of these wage gaps, and particularly if such a gap persists once we consider the self selection component of the agents which may bias the unconditional differences and the ordinary least squares differences. These unbiased effect estimations are precisely the treatment effects the next section is focused in gathering.

Figure 8
Average log-wages for men by formality, Mexico 2000-2003



Source: Own estimations using ENET 2000-2003.

Figure 9
Log-wages for women by formality, Mexico 2000-2003



Source: Own estimations using ENET 2000-2003.

5.1. Formal-informal wage system of equations

This section presents a brief analysis of the results on the estimations for the self selection wage equations using the two stage procedure described in Section 4. In a first stage of estimation, I characterize the choice of formality and from there infer the full wage distributions for both formal and informal sectors identifying the wage counterfactual of each worker. In the second stage, I will use these wages distributions to build the different treatment effects from "formalizing" and "un-formalizing" a worker conditional on his or her characteristics.

Following the basic statements of human capital theory, I used as independent "outcome variables" (i.e. independent variables in the wage equations) a set of measures which could persist independently of the sector in which the worker is, and at the same time, which are close related to the level of human capital the worker possesses. Hence, I included the labor experience⁸, experience squared, and a set of seven dummies for controlling rates of return for different levels of education: less than basic education, basic education, lower secondary education, high school, technical education, professional, and graduate. Each set of models were estimated by gender to capture the information on number of children in the case of

⁸ Experience is traditionally measured as "age" minus "years of education" minus "6".

women. On the other hand, I used a larger set of variables to model the participation decision choice including those related to human capital already defined in the wage equation and new information among which I included: the marital status, the number of children (for women), the status in the house of the worker (head of the household or not), and one dummy for each state (32 in total) using Mexico City as exclusion base for these dummies.

The set of estimations for the equation of participation for both men and women are included in Table 2a and Table 2b in the appendix to this document, for each of the cross section studied from 2000/02 to 2003/01. All of the participation models were statistically significant using the $LR\chi^2$ criteria.

For both men and women, participation in the formal labor market is consistently negative related to the experience variable but positively correlated to the dummies for level of education. This would suggest that people with higher level of human capital are less likely to be an informal worker, but experience measured in years correct downward the rates of return of education. In any case, the coefficient associated to this variable is rather small, and the effect of the level of education captured by the dummies is high enough to measure the rates of return by level of education in the wage effect. Also, for both men and women the probability of being in the formal sector increases if the worker is head of the household, which could reflect the fact that people with more responsibilities may prefer being at the formal sector looking for the protection of health and social security system mandatory by law. This last result also reinforces for the case of men in which the probability of being formal increases between 3 to 5 percent if he is married. This hypothesis nevertheless has a counterpart with the positive and significant coefficient that number of children has in the probability of being in the formal sector for women, where each additional children reduces the probability of being at the formal sector between 0.5 and 1 percent. The set of dummies related to the Mexican states identification in the survey shows mixed effects on their signs and statistically significance, but in the majority of the cases are statistically significant and modifies the probability of being formal with respect to Mexico City (Distrito Federal) in some cases for 10 to 11 percent. This heterogeneity in significance and size of the effects of each state may reflect in a broad way the differences in the development of the informal sector in each state relatively to Mexico City.

In order to estimate the formal and informal wage equations, I considered as outcome variables only the set of information regarding the human capital of the worker. I estimated the Mills ratio for each sector using the participation choice from the probit estimated in the first stage, and in the

second stage I estimated the two sets of equation for each gender, and for each quarter studied. The full set of estimations is presented in Tables 3a to 4b in the appendix of this document. It worth to notice that the coefficient in these set of equations does not have any direct interpretation as returns to education as in the traditional Mincer equation, given that the interest of the model is to estimate the expected treatment effects of switching from one sector to the other. Rather, at this estimation stage the properties we are interested in studying for the model are: 1) the statistical significance of the coefficients, 2) the difference in the coefficients which are the unbiased estimation of the difference in the effect of each independent variable from switching, and 3) if the self-selection variable explains some of the variability in wage equation for each sector.

In all of the models, all of the variables considered in each of the wage equations turned to be significant and with the expected sign in experience and experience squared, but as noticed before, some negative and significant signs on basic education level dummies. For this case, the inclusion of the Mills ratio, which turns to be significant in all of the models for both men and women, is the main cause of such changes. In any case, the analysis of the difference in these coefficients is the source of interest for our analysis and will be explained in details below. The fitted properties of models (R-square) for the formal wages are between 0.2989 and 0.3147 for men, and 0.3394 and 0.3705 for women. In the case of informal wage equation the R-square is around 0.0945 and 0.1168 for men, and 0.0876 and 0.1227 for women.

The unbiased estimations of the difference in the coefficients, corrected by self-selection, are interesting in the sense that they show some important effects of being or not a formal worker over the wage of the worker, conditional on the level of education. Figure 10 presents these estimations.

In general, for the 2000/02-2003/01 period, people with higher levels of education have a net gain from switching to the formal sector. Nevertheless, there is another huge impact by levels of education which turns to be the most important effect for purposes of this analysis. In the case of men, workers with less or equal education equivalent to high school would earn significantly more in the informal sector than in the formal sector, while workers with technical education, college, or graduate studies, have a higher return on wage in the formal sector compared to the one they obtain in the informal one. For women, the difference in returns to education by level are negative from switching from informal to formal for basic school and lower secondary, and turns to be positive for any education level higher or equal to high school education. What turns to be large for both men and women is the returns to education of college and graduate studies from switching, which

means that people with higher levels of education would earn even more in the formal sector relative to the informal.

More analysis could be done in this area, but this analysis goes beyond the purposes of this document at this stage. The next section shows the estimations of the different policy treatment effects from switching from informal to formal, and reveals interesting evidence on wage differences for these sectors.

Figure 10
Average conditional wage differences between formal and informal sector, Mexico 2000-2003

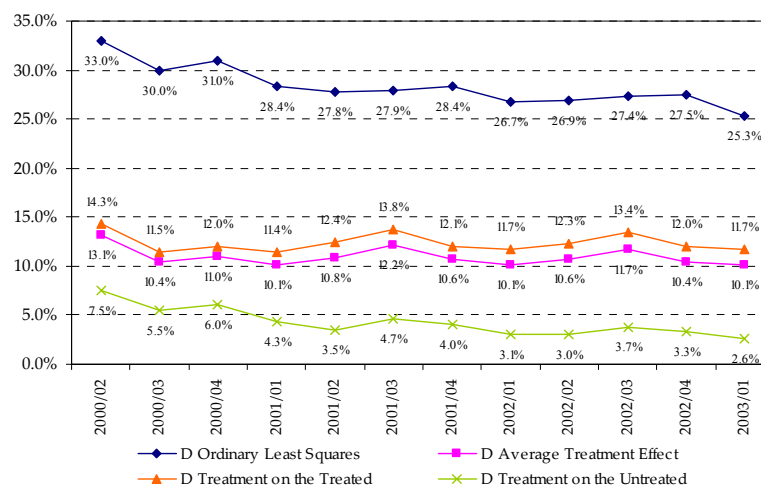
Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
Men												
Experience	0.34%	0.27%	0.45%	0.21%	0.12%	0.29%	0.13%	0.42%	0.35%	0.13%	0.42%	0.38%
Experience Squared	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.00%	0.00%
Basic School	-14.83%	-18.69%	-13.07%	-13.33%	-10.18%	-9.30%	-13.17%	-16.09%	-8.00%	-10.21%	-15.07%	-7.60%
Lower Secondary	-13.13%	-21.46%	-9.38%	-17.64%	-9.86%	-12.28%	-14.39%	-18.17%	-7.77%	-11.77%	-18.24%	-6.39%
High School	-4.51%	-14.63%	-1.06%	-12.25%	-0.57%	-3.60%	-2.80%	-7.00%	3.28%	-2.62%	-9.63%	6.84%
Technical Education	6.26%	-8.37%	2.85%	3.05%	12.23%	6.63%	2.16%	4.13%	13.55%	5.66%	0.08%	16.51%
College	45.05%	-25.67%	42.94%	24.13%	41.16%	41.82%	33.99%	34.05%	53.05%	39.13%	40.27%	57.83%
Graduate Studies	84.17%	80.22%	6230%	77.62%	76.11%	156.55%	92.52%	95.00%	151.42%	157.98%	89.52%	106.39%
Women												
Experience	0.56%	0.12%	0.83%	0.33%	0.35%	0.55%	0.72%	0.61%	0.50%	0.54%	0.64%	0.63%
Experience Squared	-0.01%	0.00%	-0.01%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.01%	0.00%
Basic School	-11.93%	-21.39%	-20.94%	-29.48%	-9.10%	-18.03%	-12.73%	-14.07%	-17.79%	-12.91%	-6.46%	-9.94%
Lower Secondary	-1.62%	-10.87%	-16.83%	-27.07%	-5.25%	-15.73%	-1.15%	-4.24%	-17.42%	-2.19%	-0.67%	-3.41%
High School	19.05%	12.77%	5.98%	-11.40%	21.43%	2.22%	19.35%	21.67%	7.41%	18.28%	19.63%	16.41%
Technical Education	33.99%	26.11%	16.83%	4.71%	34.34%	13.15%	31.15%	32.54%	19.05%	36.44%	39.85%	29.64%
College	77.83%	83.80%	58.78%	40.80%	85.37%	52.27%	81.96%	92.37%	44.84%	81.40%	82.96%	77.93%
Graduate Studies	19.01%	0.15%	133.83%	41.34%	55.02%	92.20%	192.34%	66.26%	74.55%	234.02%	173.21%	159.31%

Source: Own estimations using ENET 2000/02-2003/01.

5.2. Treatment effects estimations

As it was discussed in Section 4 of this document, the purposes of this analysis is studying four policy treatment parameters for a worker from switching between informal to formal sector. After doing the TSLS estimation and the correction for self selection on each wage equation, I estimate the treatment effects for each quarter and each gender. Figure 11 and Figure 12 below resume the treatment effects for comparing the wages for formal and informal sectors, dividing the analysis between men and women. The punctual estimations of these parameters are included in Table 5a and Table 5b in the appendix of this document.

Figure 11
Effect from switching informal to formal, men 2000-2003



Source: Own estimations using ENET 2000/02-2003/01.

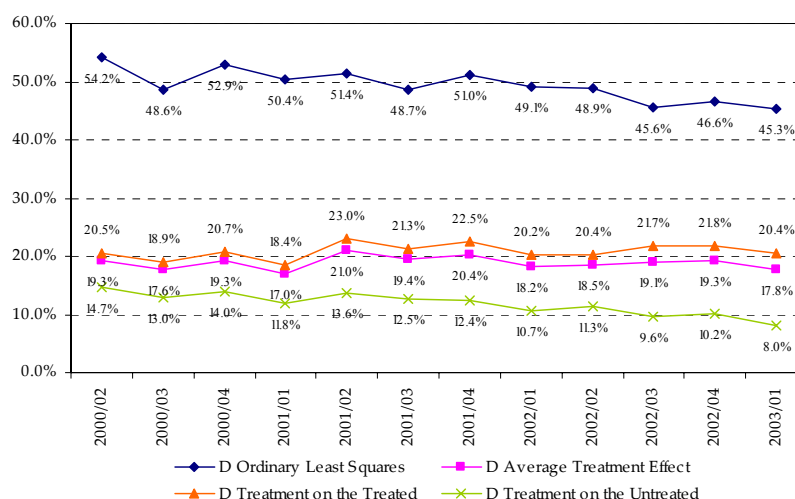
The OLS treatment effects resemble the unconditional average differences of wages observed in the previous section for both men and women. In this case, the OLS wage difference between formal and informal sector has been steadily reduced since 2000 for both men and women. Particularly, for this period the OLS treatment for men has reduced from 33.0 to 25.3 percent and for women has reduced from 54.2 to 45.3 percent. Nevertheless, as I will discuss below, the average wage difference seems to be dramatically different once we consider the self selection component and take into account this source of bias in the other conditional policy treatment effects.

The second policy effect considered is the ATE, defined as the average expected difference of wages once we identify the source of bias in the error terms of wages through the correspondent control function or Mills ratio. For the period studied in this document, ATE estimations are largely different with respect to the unconditional mean of wages and the OLS treatment estimators. For instance, for men in 2000/02 wage formal-informal gap reduces from 33.0 percent in OLS estimation, to 13.1 percent in the ATE difference. This results are qualitative similar to both men and women. Like the OLS and the unconditional measures, ATE also has been reducing for both men and women, from 13.1 and 19.3 percent in 2000/02, to 10.1 and 17.8 percent respectively.

The evidence suggests that, sorting across sectors indeed plays an important role in explaining the difference between wages, and that the observed wage

gap may obey to other economic causes rather than low productivity of the informal sector labor units per se. ATE also shows reductions for the period studied to reach a 11.7 percent for men, 20.4 percent women, for the last quarter studied.

Figure 12
Effect from switching informal to formal, men 2000-2003



Source: Own estimations using ENET 2000/02-2003/01.

The third policy parameter considered is the TT which shows the benefits of being formal, conditional on being a formal worker. For men, this parameter suggest that formal workers would have earned 14.3 percent less if they have switched from formal to informal in 2000/02, but the loss of switching reduces to 11.7 percent by 2003/01. For women, the loss from switching (or gains for being formal compared to be informal) have remained stable and around 20.4 percent.

The fourth policy parameter TUT shows the effect from switching from informal to formal sector, conditional on being informal employee. This effects turns to be the most revealing of the parameters estimated in this analysis. For men, the TUT estimations was of 7.5 percent in 2000/02, which dramatically contrast with the unconditional wage differences and the OLS treatment parameter. Moreover, the TUT effect have been reduced steadily during the period studied to be only 2.6 percent for men, and 8.0 percent for women.

Hence, this exercise shows the importance of self selection on formality choice, and how the treatment effect depends on the question we are

interested in answering. Several new questions arise from these estimations such as the importance of the persistence of formal or informal employment on the wage inequality and the role of uncertainty on wages over the decisions of switching across types of works. In principle, expanding the analysis would help us to identify better the sources of differences between formal and informal wages. This expansion indeed is opportunities of a future research agenda on this topic.

Conclusion

This research proposal analyzed the wage differences between formal and informal urban labor markets in Mexico, for the 2000/02-2003/01 period testing an alternative definition of formality and using the treatment effect approach to calculate the gap between wages. In general, wage differences exists between these two markets, nevertheless, these differences changes dramatically once that choice between sectors and the self selection component is considered as a key issue of these wages.

In this document, four different policy treatment effects were estimated to calculate the wage differences. For men, the largest effects are obtained from analyzing the unconditional mean differences and the OLS treatment effect which gave a wage gap of around 33.0 per cent and steadily reduces in time to reach 25.3 from 2000/02 to 2003/01. In contrast, for the same period the ATE effect of formality reduces this gap estimation to 14.3 percent and steadily decreases to 11.7 percent for the same period studied. Furthermore, the TUT effect of informal workers seems to be even smaller and also decreasing in time, from 7.5 to 2.6 percent. These results are qualitatively similar to women.

The evidence suggests that self selection effects accounts for explaining a very important fraction of the average wage differentials between formal and informal wages. This also suggests that, for the last quarter I have data, the wage from moving from informal to formal sector would increase at the most 2.6 percent for men (8.0 percent for women) for the average informal worker, and maybe this switching is not done because there are other factors not considered in this first approach model such as matching of abilities and intertemporal decisions which may also influence the convergence between these two wages.

As areas of opportunity for this research, further robustness test must be performed to consider: 1) alternative definitions of formality; 2) inclusion of alternative variables in the outcome and choice models; and 3) consider the model for rural (low population) communities. Also, future expansions of the structural model should consider: 1) a multichoice model to consider the

switching decision from unemployment to each of these to alternatives; and 2) multiperiod analysis for studying formality and informality employment persistence.

References

Blunch, Niels-Hugo, Sudharshan Canagarajah and Dhushyanth Raju. 2001. "The Informal Sector Revisted: A Synthesis Across Space and Time." Social Protection Discussion Paper No. 1991. The World Bank.

Cunha, Flavio; James Heckman, and Salvador Navarro. 2005. "Separating Uncertainty from Heterogeneity in Life Cycle Earnings." *Oxford Economic Papers*, 57: 191-261.

Galli, Rossana, and David Kucera. 2003. "Informal Employment in Latin America: Movements over Bussiness Cycles and the Effects of Worker Rights." Discussion Paper 145/2003. International Institute for Labour Studies.

Heckman, James J. and Edward Vyvlacil. 2006. "Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation." *Econometrica*, 73(3):669-738.

Heckman, James, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47 (1):153-161.

Huesca Reynoso, Luis. 2005. "La Distribucion Salarial del Mercado de Trabajo en México: Un Análisis de la Informalidad." Tesis. Universidad Autonoma de Barcelona.

Juhn Chinhui; Kevin Murphy and Brooks Pierce. 1993. "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." *The Journal of Political Economics*, 101(3): 410-442.

Maddala, G.S. 1983. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Econometric Society Monographs No. 3. Cambridge University Press.

Maloney, William. 2003. "Informality Revisted." World Bank: Policy Research Working Paper No. 2965. Latin America and the Caribbean Region, Poverty Reduction and Economic Management Division.

----- .1999. "Informality and the Creation of Firms: Evidence from a Rotative Panel" World Bank Policy Research Working Paper No. 1985.

Latin America and the Caribbean Region, Poverty Reduction and Economic Management Division.

----- .1998. "Are Labor Market in Developing Countries Dualistic?" World Bank Policy Research Working Paper No. 1941. Latin America and the Caribbean Region, Poverty Reduction and Economic Management Division.

Marcouiller, Douglas; Veronica Ruiz de Castilla, and Christopher Woodruff. 1997. "Formal Measures of the Informal-Sector Gap in Mexico, El Salvador, and Peru." *Economic Development and Cultural Change*, 45 (2): 367-392.

McCall, John J. 1970. "Economics of Information and Job Search." *Quarterly Journal of Economics*, 84(1):113-126.

Rosen, Sherwin and Derek Neal. 1999. "Theories of the Distribution of Earnings." Chapter 7, in *Handbook in Income Distribution*. Springer-Verlag.

Stokey, Nancy L. and Robert E. Lucas, with Edward C. Prescott. 1989. *Recursive Methods in Economic Dynamics*. Harvard University Press.

Teilhet-Waldorf, Saral and William H. Waldorf. 1983. "Earnings of Self-Employed in an Informal Sector: A Case Study of Bangkok." *Economic Development and Cultural Change*, 31(3):587-607.

Tijerina Guajardo, Jose A. and Antonio Medellin Ruiz. 1999. "Tamaño del Sector Informal y Esfuerzo Fiscal Internacional." Documento de Investigacion No. 7. Centro de Analisis y Difusion Economica.

Willis, Robert J. and Sherwin Rosen. 1979. "Education and Self-Selection." *The Journal of Political Economics*, 87(5-2): S7-S36.

World Bank. 2004. "Poverty in Mexico: An Assessment of Conditions, Trends, and Government Strategies." World Bank: Report No. 28612-ME. Latin America and the Caribbean Region, Poverty Reduction and Economic Management Division.

**Table 1. Formal and informal sector composition
(All, Men, and Women, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
All						
Total Employment	100	100	100	100	100	100
Formal Employment	81.18	81.37	81.65	81.25	81.09	80.88
Informal Employment	18.82	18.63	18.35	18.75	18.91	19.12
Self Employed & Employer	11.24	11.11	11.15	11.42	11.49	11.83
Informal Salaried	7.58	7.52	7.21	7.33	7.42	7.29
Men						
Total Employment	63.72	64.30	63.48	64.09	63.79	64.39
Formal Employment	52.69	53.15	52.59	52.89	52.56	52.87
Informal Employment	11.03	11.14	10.89	11.20	11.23	11.52
Self Employed & Employer	7.18	7.28	7.23	7.51	7.40	7.76
Informal Salaried	3.85	3.86	3.66	3.69	3.83	3.76
Women						
Total Employment	36.28	35.70	36.52	35.91	36.21	35.61
Formal Employment	28.49	28.22	29.06	28.37	28.53	28.01
Informal Employment	7.79	7.48	7.46	7.55	7.68	7.60
Self Employed & Employer	4.06	3.83	3.91	3.90	4.09	4.07
Informal Salaried	3.73	3.65	3.55	3.64	3.59	3.53

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

Table 1. Formal and informal sector composition
(All, Men, and Women, 2000-2003)

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
All						
Total Employment	100	100	100	100	100	100
Formal Employment	81.09	80.86	80.95	80.53	80.53	80.64
Informal Employment	18.91	19.14	19.05	19.47	19.47	19.36
Self Employed & Employer	11.77	11.71	11.69	11.88	11.88	11.88
Informal Salaried	7.14	7.43	7.36	7.59	7.58	7.48
Men						
Total Employment	63.37	64.03	63.53	68.98	63.80	63.57
Formal Employment	52.16	52.54	52.15	52.53	52.07	52.02
Informal Employment	11.21	11.49	11.38	11.73	11.74	11.55
Self Employed & Employer	7.65	7.71	7.65	7.71	7.75	7.76
Informal Salaried	3.56	3.78	3.73	4.02	3.99	3.79
Women						
Total Employment	36.63	35.97	36.47	35.74	36.20	36.43
Formal Employment	28.93	28.32	28.80	27.99	28.46	28.61
Informal Employment	7.70	7.65	7.67	7.74	7.73	7.81
Self Employed & Employer	4.12	4.00	4.04	4.17	4.14	4.12
Informal Salaried	3.58	3.65	3.63	3.58	3.59	3.69

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 2.a. Probit models analysis for participation in formal sector
(Men, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
a_expe	-0.00191	-0.00224	-0.00194	-0.00206	-0.00189	-0.00200
a_expe2	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
a_jefe(+)	0.02319	0.02295	0.01251	0.01770	0.01627	0.01576
a_hcp(+)	0.03413	0.03742	0.04335	0.03751	0.03797	0.04094
a_dprim(+)	0.08815	0.08917	0.07838	0.08458	0.08160	0.08144
a_dsecun(+)	0.15308	0.15625	0.14711	0.15392	0.15543	0.15380
a_dprepa(+)	0.16358	0.16425	0.15840	0.16453	0.16758	0.16747
a_dpro-s(+)	0.20845	0.20754	0.20571	0.20787	0.21201	0.21191
a_dtec-o(+)	0.14745	0.14972	0.14621	0.15159	0.15204	0.15238
a_dpost(+)	0.14728	0.14759	0.14580	0.14980	0.14972	0.15450
edo1(+)	0.05636	0.06424	0.06154	0.06827	0.07471	0.04771
edo2(+)	0.01382	0.02530	0.01356	0.00474	0.02272	-0.00893
edo3(+)	0.01799	0.00946	-0.01180	-0.02039	0.01119	-0.02330
edo4(+)	-0.01128	0.00390	0.00896	-0.01052	0.02648	-0.00466
edo5(+)	0.01296	0.02788	0.02746	0.00127	0.02749	0.00111
edo6(+)	0.02814	0.03400	0.02268	0.00834	0.03324	0.01373
edo7(+)	-0.03545	-0.02799	-0.01595	-0.02180	0.00762	-0.03025
edo8(+)	0.01732	0.02920	0.03294	0.02484	0.04593	0.02104
edo10(+)	0.01487	0.01639	0.01417	-0.00131	0.02418	-0.00215
edo11(+)	0.00651	0.02611	0.02157	0.00344	0.02555	0.01169
edo12(+)	-0.06397	-0.04493	-0.06011	-0.06566	-0.05091	-0.07563
edo13(+)	0.00672	0.02263	0.01747	0.00249	0.01983	0.00089
edo14(+)	-0.00946	0.01182	0.01258	0.00556	0.02839	-0.00291
edo15(+)	0.00952	0.00926	0.00852	0.00251	0.02910	-0.00243
edo16(+)	-0.02446	-0.03737	-0.03660	-0.05563	-0.03564	-0.08169
edo17(+)	-0.09627	-0.08235	-0.08004	-0.13086	-0.08513	-0.12608
edo18(+)	-0.03346	-0.02704	-0.04006	-0.03748	-0.01019	-0.04310
edo19(+)	-0.00854	0.00182	-0.00809	-0.00814	-0.00107	-0.01595
edo20(+)	-0.07317	-0.05863	-0.07470	-0.09037	-0.06805	-0.10692
edo21(+)	-0.02380	-0.00265	0.00067	-0.03353	-0.00558	-0.02447
edo22(+)	0.05637	0.04646	0.04368	0.02390	0.05387	0.02576
edo23(+)	0.03668	0.05851	0.06110	0.04645	0.06117	0.03265
edo24(+)	0.00650	0.01170	0.00800	-0.01625	0.00627	-0.00267
edo25(+)	-0.02216	-0.02276	-0.02711	-0.04928	-0.00320	-0.02563
edo26(+)	-0.01517	0.00638	0.00976	0.00354	0.02587	-0.02612
edo27(+)	-0.00067	0.01664	-0.01537	-0.01943	0.00833	-0.00048
edo28(+)	0.00220	-0.00312	0.00056	-0.02306	0.00293	-0.00607
edo30(+)	-0.01474	-0.00900	-0.02042	-0.02531	0.00038	-0.02561
edo31(+)	0.01337	0.00794	0.00748	-0.00812	0.01007	0.00380
edo32(+)	-0.02046	-0.00279	0.00430	-0.05948	-0.00039	-0.01990
Num. Obs	90767	93504	94529	91948	92074	90627
LR chi2(40)	9914.72	10271.62	10309.28	9907.39	10153.04	9763.93
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Pseudo R2	0.1185	0.1191	0.119	0.1163	0.1185	0.1147

(1) Each coefficient shows the change in probability at the mean for a change in the variable.

(+) The coefficient is the change in probability for a discrete dummy variable.

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

Table 2.a. Probit models analysis for participation in formal sector
(Men, 2000-2003)

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
a_expe	-0.00196	-0.00177	-0.00191	-0.00218	-0.00178	-0.00181
a_expe2	0.00000	0.00000	0.00000	0.00001	0.00000	0.00001
a_jefe(+)	0.01577	0.01211	0.01711	0.01514	0.02050	0.02042
a_hcp(+)	0.04085	0.04623	0.03913	0.04530	0.03918	0.03545
a_dprim(+)	0.08269	0.08444	0.08333	0.07823	0.09238	0.08357
a_dsecun(+)	0.15366	0.16069	0.15666	0.15276	0.16592	0.16031
a_dprepa(+)	0.16697	0.17030	0.16992	0.16858	0.17796	0.17411
a_dpro~s(+)	0.21462	0.21915	0.21770	0.21725	0.22855	0.22284
a_dtec~o(+)	0.15026	0.15539	0.15202	0.15037	0.15760	0.15441
a_dpost(+)	0.15204	0.15504	0.15455	0.15810	0.15807	0.15734
edo1(+)	0.06249	0.06368	0.07369	0.07657	0.06198	0.05639
edo2(+)	0.00468	0.00607	0.02738	0.02554	0.02900	0.00275
edo3(+)	0.01295	0.02412	0.03212	0.02449	0.00869	-0.00089
edo4(+)	-0.00165	-0.00165	0.01087	0.01041	0.00484	-0.01760
edo5(+)	0.01218	0.00128	0.02024	0.00621	0.00511	0.00054
edo6(+)	0.00578	0.02936	0.03556	0.03240	0.02656	-0.00169
edo7(+)	-0.00744	-0.00948	0.00367	-0.02489	-0.03102	-0.03305
edo8(+)	0.02194	0.03721	0.04650	0.03952	0.04562	0.01679
edo10(+)	-0.00182	0.00594	0.01637	0.00608	0.00667	-0.00342
edo11(+)	0.01649	0.02072	0.02690	0.02156	0.02082	0.00464
edo12(+)	-0.05649	-0.05049	-0.04541	-0.04663	-0.07475	-0.04844
edo13(+)	0.00008	0.01718	0.02417	0.00756	0.01244	0.01122
edo14(+)	0.00526	0.01923	0.04259	0.02223	0.01176	0.02015
edo15(+)	0.01168	0.01906	0.02676	0.01566	0.02579	0.00742
edo16(+)	-0.03826	-0.03858	-0.03567	-0.05241	-0.02621	-0.03371
edo17(+)	-0.12517	-0.12175	-0.10065	-0.17628	-0.14377	-0.15515
edo18(+)	-0.02913	-0.02794	-0.03114	-0.01945	-0.00911	-0.05047
edo19(+)	-0.00142	-0.01712	0.00289	-0.00545	-0.00411	-0.03044
edo20(+)	-0.06712	-0.05866	-0.01851	-0.03926	-0.06544	-0.07270
edo21(+)	-0.01198	-0.01355	0.00918	-0.03782	-0.02652	-0.04667
edo22(+)	0.03578	0.02939	0.04987	0.02295	0.05298	0.03022
edo23(+)	0.05090	0.05452	0.04521	0.03969	0.05245	0.02834
edo24(+)	0.01731	0.01019	0.02640	0.02172	0.02204	0.00566
edo25(+)	-0.03618	-0.04218	-0.00962	-0.03380	-0.02552	-0.03513
edo26(+)	-0.01408	-0.00800	0.01943	0.01128	0.02071	0.00873
edo27(+)	0.01031	0.00619	0.00461	-0.00285	-0.00492	-0.02797
edo28(+)	-0.00025	-0.00256	0.01306	0.00390	-0.00549	-0.02244
edo30(+)	-0.02356	-0.02311	-0.01393	-0.03772	-0.03016	-0.04375
edo31(+)	-0.00555	-0.00623	0.01396	0.00156	-0.00660	-0.00626
edo32(+)	0.00243	-0.01792	0.00985	-0.02793	-0.01129	-0.01863
Num. Obs	91617	89877	89114	87109	88142	87438
LR chi2(40)	10048.55	9704.62	9774.84	9531.52	10149.6	9549.11
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Pseudo R2	0.1175	0.1147	0.1167	0.1151	0.1206	0.1152

(1) Each coefficient shows the change in probability at the mean for a change in the variable.

(+) The coefficient is the change in probability for a discrete dummy variable.

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 2.b. Probit models analysis for participation in formal sector
(Women, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
a_numhij	-0.00448	-0.00551	-0.00718	-0.00657	-0.00648	-0.00503
a_jefe(+)	0.00383	0.00534	-0.00115	0.01218	0.01172	0.00548
a_expe	-0.00097	-0.00227	-0.00106	-0.00138	-0.00169	-0.00199
a_expe2	-0.00002	0.00000	-0.00002	-0.00001	-0.00001	0.00000
a_dprim(+)	0.10184	0.10727	0.09670	0.09655	0.09450	0.09700
a_dsecun(+)	0.18168	0.17715	0.16372	0.16674	0.16635	0.17449
a_dprepa(+)	0.18872	0.18562	0.17788	0.18437	0.18414	0.19279
a_dpro-s(+)	0.26993	0.26095	0.26227	0.26559	0.26687	0.26288
a_dtec-o(+)	0.23283	0.22524	0.21544	0.21946	0.21923	0.22502
a_dpost(+)	0.16713	0.16225	0.15543	0.16200	0.16451	0.16793
edo1(+)	0.08482	0.08157	0.08155	0.07701	0.08496	0.08379
edo2(+)	0.10393	0.10008	0.08850	0.10534	0.09560	0.10184
edo3(+)	0.01870	0.03937	0.01529	0.02457	0.02849	0.01069
edo4(+)	-0.00411	-0.00253	-0.01843	-0.02379	-0.01327	-0.00851
edo5(+)	0.03293	0.04218	0.03339	0.03081	0.02514	0.03691
edo6(+)	-0.00868	0.01874	0.01124	-0.00487	-0.00378	-0.01990
edo7(+)	-0.06523	-0.05872	-0.04581	-0.05794	-0.04645	-0.05928
edo8(+)	0.11495	0.11688	0.10736	0.11063	0.12197	0.12195
edo10(+)	0.04183	0.02879	0.03401	0.03891	0.02771	0.02497
edo11(+)	0.04382	0.04170	0.04029	0.04272	0.03788	0.05082
edo12(+)	-0.04844	-0.04159	-0.01543	-0.01028	-0.01507	0.00801
edo13(+)	0.07059	0.06676	0.05010	0.05542	0.06133	0.06012
edo14(+)	0.01657	0.02637	0.01785	0.01470	0.01041	0.01145
edo15(+)	0.04023	0.03132	0.02470	0.03616	0.02741	0.02550
edo16(+)	0.00361	-0.00638	-0.00870	0.00883	0.00045	0.01448
edo17(+)	-0.02111	-0.03169	-0.04511	-0.04436	-0.02918	-0.02540
edo18(+)	0.00118	-0.01274	-0.02902	-0.02662	-0.03427	-0.03216
edo19(+)	0.02330	0.02510	0.01657	0.01302	0.00578	-0.00128
edo20(+)	0.01939	0.01170	-0.02861	-0.00859	-0.02801	0.00196
edo21(+)	0.04129	0.03065	0.01825	0.00946	0.01366	0.01237
edo22(+)	0.06497	0.05458	0.03562	0.06078	0.05513	0.04001
edo23(+)	0.04487	0.04726	0.04794	0.04455	0.04942	0.03985
edo24(+)	0.03306	0.02962	0.02095	0.03176	0.01672	0.04209
edo25(+)	-0.03002	-0.02677	-0.03590	-0.03431	-0.05358	-0.03698
edo26(+)	0.03215	0.02943	0.02244	0.02080	0.01016	-0.00246
edo27(+)	-0.02675	-0.01725	-0.03371	-0.04720	-0.04745	-0.03193
edo28(+)	0.07067	0.06014	0.04718	0.05113	0.04648	0.05668
edo30(+)	-0.04751	-0.05205	-0.05506	-0.05736	-0.05240	-0.05381
edo31(+)	0.01540	0.02006	0.02613	0.01559	-0.00445	0.01712
edo32(+)	0.05291	0.05320	0.04828	0.01728	0.03788	0.04880
Num. Obs	51679	51919	54391	51527	52268	50112
LR chi2(40)	11440.72	11006.67	11826.23	11177.14	11387.3	10671.48
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Pseudo R2	0.2128	0.2064	0.2147	0.211	0.2108	0.2054

(1) Each coefficient shows the change in probability at the mean for a change in the variable.

(+) The coefficient is the change in probability for a discrete dummy variable.

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

Table 2.b. Probit models analysis for participation in formal sector
(Women, 2000-2003)

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01	2001/04
a_numhij	-0.00726	-0.00695	-0.01008	-0.00929	-0.00595	-0.00977	-0.00726
a_jefe(+)	0.00814	0.00782	0.01099	0.00430	0.00837	0.01988	0.00814
a_expe	-0.00107	-0.00103	-0.00116	-0.00121	-0.00140	-0.00083	-0.00107
a_expe2	-0.00001	-0.00001	-0.00001	-0.00001	-0.00001	-0.00001	-0.00001
a_dprim(+)	0.08427	0.08717	0.08729	0.09484	0.08310	0.09248	0.08427
a_dsecun(+)	0.16238	0.16607	0.16866	0.17467	0.16511	0.17266	0.16238
a_dprepa(+)	0.18291	0.18568	0.18596	0.19288	0.18628	0.19274	0.18291
a_dpro~s(+)	0.27033	0.27316	0.27122	0.27248	0.27539	0.28145	0.27033
a_dtec~o(+)	0.21286	0.21910	0.21877	0.22228	0.21579	0.22028	0.21286
a_dpost(+)	0.16453	0.16584	0.16506	0.17126	0.16732	0.17016	0.16453
edo1(+)	0.07811	0.05703	0.07383	0.08572	0.06749	0.05817	0.07811
edo2(+)	0.08886	0.08923	0.08593	0.08066	0.09217	0.07580	0.08886
edo3(+)	0.02471	0.02730	0.00531	-0.00182	0.01725	0.00215	0.02471
edo4(+)	-0.04131	-0.00999	-0.00949	-0.02106	-0.01442	-0.01002	-0.04131
edo5(+)	0.01362	0.02609	0.01816	0.02687	0.02738	0.02012	0.01362
edo6(+)	-0.00557	-0.01684	-0.00695	-0.02145	-0.01524	-0.03478	-0.00557
edo7(+)	-0.07646	-0.06912	-0.03736	-0.06038	-0.04516	-0.05000	-0.07646
edo8(+)	0.10392	0.10539	0.10494	0.10681	0.11044	0.09808	0.10392
edo10(+)	0.01189	0.02209	0.02743	0.02812	0.03329	0.01771	0.01189
edo11(+)	0.03745	0.03533	0.04697	0.03543	0.03799	0.02333	0.03745
edo12(+)	-0.01268	-0.03306	-0.03281	-0.05131	-0.03759	-0.04358	-0.01268
edo13(+)	0.02320	0.03078	0.04661	0.04295	0.05275	0.04607	0.02320
edo14(+)	0.00520	0.00951	0.02709	0.02632	0.01422	0.02619	0.00520
edo15(+)	0.01718	0.01669	0.03508	0.03825	0.03057	0.02868	0.01718
edo16(+)	0.02408	0.02015	0.01568	-0.01175	0.00234	-0.01408	0.02408
edo17(+)	-0.05887	-0.02396	-0.04432	-0.08040	-0.06432	-0.10548	-0.05887
edo18(+)	-0.02140	-0.01585	-0.02707	-0.02783	-0.01750	-0.01807	-0.02140
edo19(+)	0.00366	-0.00583	0.00771	-0.00422	0.00356	-0.00293	0.00366
edo20(+)	-0.02883	-0.02450	0.01446	-0.01073	0.01877	-0.02031	-0.02883
edo21(+)	0.01075	0.02038	0.02137	0.00590	0.01018	-0.01501	0.01075
edo22(+)	0.03646	0.05402	0.05430	0.04084	0.06782	0.05147	0.03646
edo23(+)	0.02583	0.04261	0.03390	0.02855	0.03284	0.03220	0.02583
edo24(+)	0.02282	0.02399	0.03446	0.02316	0.03947	0.01389	0.02282
edo25(+)	-0.04844	-0.06015	-0.04319	-0.06989	-0.04890	-0.06896	-0.04844
edo26(+)	-0.01082	-0.01439	-0.02240	-0.00590	0.00850	-0.00091	-0.01082
edo27(+)	-0.05064	-0.06482	-0.05847	-0.05629	-0.06138	-0.04010	-0.05064
edo28(+)	0.02718	0.04176	0.05465	0.04503	0.04633	0.03428	0.02718
edo30(+)	-0.06244	-0.05338	-0.04529	-0.06759	-0.05606	-0.07480	-0.06244
edo31(+)	-0.01427	0.00944	0.00589	-0.00380	0.01362	0.00679	-0.01427
edo32(+)	0.03679	0.05834	0.06000	0.04903	0.05192	0.05820	0.03679
Num. Obs	52955	50489	51146	48441	50006	50101	52955
LR chi2(40)	11300.82	10925.57	10948.9	10423.9	10714.11	10479.35	11300.82
Prob > chi2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Pseudo R2	0.2075	0.2091	0.2081	0.2058	0.2065	0.2012	0.2075

(1) Each coefficient shows the change in probability at the mean for a change in the variable.

(+) The coefficient is the change in probability for a discrete dummy variable.

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 3.a. TSLS wage equation in formal sector
(Men, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
a_expe	0.0303	0.0306	0.0307	0.0305	0.0307	0.0309
a_expe2	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0004	-0.0004
a_dprim	-0.3020	-0.2869	-0.1903	-0.2026	-0.1728	-0.1496
a_dsecun	-0.4578	-0.4342	-0.2950	-0.3285	-0.2823	-0.2712
a_dprepa	-0.4232	-0.3831	-0.2268	-0.2791	-0.2251	-0.2083
a_dtecnico	-0.4118	-0.3911	-0.2189	-0.2688	-0.2144	-0.2009
a_dprofes	0.0111	0.0534	0.2358	0.1734	0.2316	0.2155
a_dpost	0.3957	0.4103	0.5870	0.4990	0.6032	0.5183
mills_f_h	1.8407	1.7621	1.5268	1.6192	1.4461	1.4914
_cons	3.1929	3.1467	3.0025	3.0993	3.0619	3.0584
Num Obs	75055	77300	78310	75880	75870	74413
F	3766.91	3865.58	3945.48	3716.49	3686.5	3548.83
Prob (F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R 2	0.3112	0.3104	0.312	0.306	0.3043	0.3003
Adj. R2	0.3111	0.3103	0.3119	0.3059	0.3042	0.3003

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 3.b. TSLS wage equation in informal sector
(Men, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
a_expe	0.0269	0.0279	0.0262	0.0283	0.0295	0.0280
a_expe2	-0.0003	-0.0004	-0.0003	-0.0004	-0.0004	-0.0004
a_dprim	-0.1538	-0.1000	-0.0595	-0.0693	-0.0711	-0.0567
a_dsecun	-0.3265	-0.2196	-0.2013	-0.1521	-0.1837	-0.1484
a_dprepa	-0.3780	-0.2368	-0.2162	-0.1566	-0.2194	-0.1723
a_dtecnico	-0.4743	-0.3073	-0.2473	-0.2993	-0.3367	-0.2671
a_dprofes	-0.4394	-0.2033	-0.1936	-0.0679	-0.1801	-0.2027
a_dpost	-0.4460	-0.3920	-0.0361	-0.2771	-0.1579	-1.0472
mills_i_h	0.9385	0.8051	0.7883	0.6806	0.6829	0.6812
_cons	1.0855	1.2108	1.2856	1.4438	1.5115	1.5095
Num Obs	15712	16204	16219	16068	16204	16214
F	222.88	237.96	233.85	218.74	203.47	204.57
Prob (F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R 2	0.1133	0.1168	0.1149	0.1092	0.1016	0.102
Adj. R2	0.1128	0.1163	0.1144	0.1087	0.1011	0.1015

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 3.a. TSLS wage equation in formal sector
(Men, 2000-2003)**

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
a_expe	0.0295	0.0299	0.0290	0.0296	0.0289	0.0300
a_expe2	-0.0003	-0.0004	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0004
a_dprim	-0.2020	-0.1745	-0.1891	-0.1648	-0.2519	-0.2110
a_dsecun	-0.3326	-0.2849	-0.3634	-0.3114	-0.4261	-0.3838
a_dprepa	-0.2822	-0.2139	-0.3397	-0.2795	-0.4083	-0.3491
a_dtecnico	-0.2536	-0.2051	-0.3077	-0.2366	-0.3768	-0.3076
a_dprofes	0.1592	0.2184	0.0756	0.1375	-0.0031	0.0709
a_dpost	0.4726	0.5614	0.4237	0.4923	0.3601	0.4238
mills_f_h	1.5452	1.3842	1.6531	1.5620	1.5936	1.5095
_cons	3.1622	3.1202	3.2716	3.2141	3.3790	3.3091
Num Obs	75411	73746	73152	71209	71930	71557
F	3846.79	3493.69	3634.44	3536.76	3554.66	3432.38
Prob (F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R 2	0.3147	0.2989	0.309	0.3089	0.3079	0.3016
Adj. R2	0.3146	0.2989	0.3089	0.3089	0.3078	0.3015

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 3.b. TSLS wage equation in informal sector
(Men, 2000-2003)**

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
a_expe	0.0282	0.0258	0.0255	0.0283	0.0246	0.0262
a_expe2	-0.0004	-0.0004	-0.0003	-0.0004	-0.0003	-0.0004
a_dprim	-0.0703	-0.0136	-0.1091	-0.0627	-0.1013	-0.1351
a_dsecun	-0.1887	-0.1032	-0.2858	-0.1938	-0.2438	-0.3200
a_dprepa	-0.2542	-0.1439	-0.3725	-0.2533	-0.3120	-0.4175
a_dtecnico	-0.2752	-0.2464	-0.4432	-0.2932	-0.3777	-0.4727
a_dprofes	-0.1807	-0.1221	-0.4549	-0.2538	-0.4058	-0.5075
a_dpost	-0.4526	-0.3886	-1.0905	-1.0875	-0.5351	-0.6401
mills_i_h	0.7087	0.6515	0.8638	0.7193	0.7833	0.8215
_cons	1.5164	1.6205	1.4582	1.5667	1.6044	1.6296
Num Obs	16206	16131	15962	15900	16212	15881
F	218.02	195.12	205.08	214.31	214.52	184.08
Prob (F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R 2	0.1081	0.0982	0.1037	0.1082	0.1065	0.0945
Adj. R2	0.1076	0.0977	0.1032	0.1077	0.106	0.094

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 4.a. TSLS wage equation in formal sector
(Women, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
a_expe	0.0358	0.0358	0.0363	0.0340	0.0335	0.0337
a_expe2	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0004
a_dprim	-0.2889	-0.3740	-0.3263	-0.3538	-0.2294	-0.2448
a_dsecun	-0.3903	-0.4609	-0.3890	-0.4572	-0.3053	-0.3438
a_dprepa	-0.2651	-0.3453	-0.3004	-0.3904	-0.1929	-0.2751
a_dtecnico	-0.2895	-0.3778	-0.2952	-0.3870	-0.2065	-0.2817
a_dprofes	0.2313	0.1349	0.2178	0.0977	0.2934	0.2257
a_dpost	0.5882	0.4987	0.5700	0.4372	0.6214	0.5646
mills_f_h	1.2666	1.3166	1.2788	1.3720	1.1860	1.2754
_cons	2.8428	2.9190	2.8870	3.0490	2.8819	2.9361
Num Obs	40578	41035	43277	40699	41177	39415
F	2476.49	2387.08	2804.17	2525.26	2447.01	2293.34
Prob (F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R 2	0.3546	0.3437	0.3684	0.3584	0.3485	0.3437
Adj. R2	0.3544	0.3435	0.3683	0.3582	0.3484	0.3436

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 4.b. TSLS wage equation in informal sector
(Women, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
a_expe	0.0302	0.0347	0.0279	0.0307	0.0299	0.0283
a_expe2	-0.0003	-0.0004	-0.0003	-0.0004	-0.0004	-0.0003
a_dprim	-0.1696	-0.1600	-0.1169	-0.0590	-0.1384	-0.0645
a_dsecun	-0.3741	-0.3522	-0.2207	-0.1865	-0.2528	-0.1865
a_dprepa	-0.4557	-0.4730	-0.3603	-0.2764	-0.4071	-0.2974
a_dtecnico	-0.6294	-0.6389	-0.4634	-0.4341	-0.5499	-0.4132
a_dprofes	-0.5470	-0.7031	-0.3700	-0.3103	-0.5604	-0.2970
a_dpost	0.3981	0.4972	-0.7683	0.0238	0.0712	-0.3574
mills_f_h	1.0052	1.0607	0.9053	0.8874	0.9087	0.8234
_cons	0.8900	0.7739	0.9986	1.0038	1.1003	1.1410
Num Obs	11101	10884	11114	10828	11091	10697
F	171.19	169.01	161.64	166.89	138.47	143.1
Prob (F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R 2	0.122	0.1227	0.1158	0.1219	0.1011	0.1075
Adj. R2	0.1213	0.122	0.1151	0.1212	0.1004	0.1068

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 4.a. TSLS wage equation in formal sector
(Women, 2000-2003)**

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
a_expe	0.0328	0.0315	0.0319	0.0325	0.0307	0.0318
a_expe2	-0.0003	-0.0003	-0.0004	-0.0004	-0.0003	-0.0004
a_dprim	-0.2100	-0.2197	-0.2057	-0.2333	-0.1930	-0.2111
a_dsecun	-0.2972	-0.3153	-0.3180	-0.3266	-0.2950	-0.3090
a_dprepa	-0.2105	-0.2287	-0.2199	-0.2584	-0.2299	-0.2283
a_dtecnico	-0.2001	-0.2314	-0.1937	-0.2287	-0.2003	-0.2087
a_dprofes	0.2829	0.2484	0.2790	0.2226	0.2650	0.2577
a_dpost	0.6100	0.5937	0.6240	0.5315	0.5616	0.6076
mills_f_h	1.2635	1.2474	1.1871	1.1846	1.1802	1.2031
_cons	2.9258	2.9960	2.9541	2.9907	2.9992	3.0294
Num Obs	41819	39748	40392	37944	39325	39356
F	2734.15	2374.82	2485.85	2165.94	2348.37	2428.94
Prob (F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R 2	0.3705	0.3497	0.3565	0.3394	0.3496	0.3572
Adj. R2	0.3704	0.3496	0.3564	0.3393	0.3495	0.357

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 4.b. TSLS wage equation in informal sector
(Women, 2000-2003)**

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
a_expe	0.0256	0.0254	0.0270	0.0271	0.0244	0.0255
a_expe2	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0003	-0.0003
a_dprim	-0.0827	-0.0790	-0.0279	-0.1042	-0.1283	-0.1116
a_dsecun	-0.2857	-0.2729	-0.1439	-0.3047	-0.2883	-0.2750
a_dprepa	-0.4040	-0.4454	-0.2940	-0.4411	-0.4262	-0.3924
a_dtecnico	-0.5116	-0.5569	-0.3842	-0.5931	-0.5988	-0.5052
a_dprofes	-0.5367	-0.6754	-0.1694	-0.5914	-0.5646	-0.5216
a_dpost	-1.3135	-0.0689	-0.1215	-1.8087	-1.1705	-0.9856
mills_f_h	0.9577	0.9981	0.7831	0.9202	0.8901	0.8676
_cons	1.1175	1.1281	1.2617	1.2481	1.3530	1.3929
Num Obs	11136	10741	10754	10497	10681	10745
F	150.49	145.57	136.52	123.82	113.9	123.99
Prob (F)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R 2	0.1085	0.1088	0.1026	0.0961	0.0876	0.0942
Adj. R2	0.1078	0.1081	0.1019	0.0953	0.0869	0.0934

* / Coefficient statistically significant at 95% of confidence.

** / Coefficient statistically significant at 90% of confidence.

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 5.a. Treatment effects of switching from informal to formal
(Men, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
Mean Logw – Formal						
Observed	2.7947	2.8038	2.8652	2.8865	2.9311	2.9211
Mean Logw – Informal						
Observed	2.4650	2.5039	2.5552	2.6024	2.6531	2.6423
Mean Logw – Formal OLS						
estimate	2.7947	2.8037	2.8652	2.8865	2.9311	2.9210
Mean Logw – Informal OLS						
estimate	2.4651	2.5040	2.5552	2.6024	2.6531	2.6423
Mean Logw – Formal						
Corrected	2.7506	2.7613	2.8223	2.8443	2.8884	2.8795
Mean Logw – Informal						
Corrected	2.6197	2.6569	2.7124	2.7430	2.7802	2.7580
Δ Ordinary Least Squares	0.3295	0.2998	0.3099	0.2841	0.2780	0.2788
Δ Average Treatment Effect	0.1310	0.1044	0.1099	0.1013	0.1082	0.1215
Δ Treatment on the Treated	0.1426	0.1148	0.1202	0.1137	0.1238	0.1378
Δ Treatment on the						
Untreated	0.0753	0.0547	0.0601	0.0429	0.0354	0.0468

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 5.b. Treatment effects of switching from informal to formal
(Women, 2000-2003)**

Variable	2000/02	2000/03	2000/04	2001/01	2001/02	2001/03
Mean Logw – Formal						
Observed	2.7174	2.7050	2.7833	2.8027	2.8439	2.8114
Mean Logw – Informal						
Observed	2.1749	2.2187	2.2548	2.2991	2.3299	2.3244
Mean Logw – Formal OLS						
estimate	2.7174	2.7050	2.7833	2.8028	2.8439	2.8114
Mean Logw – Informal OLS						
estimate	2.1749	2.2186	2.2548	2.2990	2.3299	2.3244
Mean Logw – Formal						
Corrected	2.6325	2.6303	2.7039	2.7218	2.7638	2.7342
Mean Logw – Informal						
Corrected	2.4399	2.4540	2.5105	2.5516	2.5537	2.5399
Δ Ordinary Least Squares	0.5425	0.4864	0.5285	0.5038	0.5140	0.4870
Δ Average Treatment Effect	0.1926	0.1763	0.1934	0.1702	0.2101	0.1943
Δ Treatment on the Treated	0.2050	0.1887	0.2071	0.1840	0.2299	0.2130
Δ Treatment on the						
Untreated	0.1474	0.1299	0.1402	0.1184	0.1364	0.1254

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

**Table 5.a. Treatment effects of switching from informal to formal
(Men, 2000-2003)**

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
Mean Logw – Formal Observed	2.9519	2.9903	2.9839	2.9976	3.0271	3.0433
Mean Logw – Informal Observed	2.6681	2.7230	2.7146	2.7237	2.7523	2.7908
Mean Logw – Formal OLS estimate	2.9519	2.9904	2.9839	2.9976	3.0272	3.0434
Mean Logw – Informal OLS estimate	2.6681	2.7231	2.7147	2.7237	2.7522	2.7908
Mean Logw – Formal Corrected	2.9088	2.9479	2.9411	2.9544	2.9827	3.0022
Mean Logw – Informal Corrected	2.8023	2.8465	2.8348	2.8377	2.8786	2.9013
Δ Ordinary Least Squares	0.2838	0.2673	0.2693	0.2740	0.2750	0.2525
Δ Average Treatment Effect	0.1065	0.1014	0.1063	0.1167	0.1041	0.1008
Δ Treatment on the Treated	0.1207	0.1169	0.1229	0.1345	0.1201	0.1175
Δ Treatment on the Untreated	0.0401	0.0308	0.0303	0.0372	0.0332	0.0257

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

44 Ensayos

**Table 5.b. Treatment effects of switching from informal to formal
(Women, 2000-2003)**

Variable	2001/04	2002/01	2002/02	2002/03	2002/04	2003/01
Mean Logw – Formal						
Observed	2.8838	2.9109	2.9134	2.9010	2.9477	2.9692
Mean Logw – Informal						
Observed	2.3736	2.4204	2.4248	2.4454	2.4814	2.5163
Mean Logw – Formal OLS estimate	2.8838	2.9110	2.9135	2.9011	2.9478	2.9692
Mean Logw – Informal OLS estimate	2.3736	2.4203	2.4247	2.4455	2.4817	2.5161
Mean Logw – Formal Corrected	2.8026	2.8294	2.8345	2.8231	2.8700	2.8892
Mean Logw – Informal Corrected	2.5990	2.6476	2.6499	2.6323	2.6772	2.7114
Δ Ordinary Least Squares	0.5102	0.4906	0.4888	0.4555	0.4661	0.4531
Δ Average Treatment Effect	0.2036	0.1818	0.1846	0.1908	0.1928	0.1778
Δ Treatment on the Treated	0.2248	0.2019	0.2036	0.2171	0.2175	0.2045
Δ Treatment on the Untreated	0.1240	0.1072	0.1132	0.0958	0.1020	0.0800

Source: Own estimations using ENET 2000:02 - 2003:01.

El impacto de la geografía sobre la riqueza: autocorrelación espacial, movilidad regional, esquemas convergentes y dinámica temporal del ingreso per cápita, en México¹

Roberto Guerrero Compeán *

Resumen

La necesidad de definir una visión estratégica del desarrollo en el nuevo entorno nacional ha generado un replanteamiento de los enfoques y métodos de la ciencia regional. Este nuevo enfoque se ha traducido en un amplio debate dentro del contexto de interpretación de las nuevas realidades y en la importancia de lo territorial. ¿Bajo qué condiciones se ordenan los patrones de aglomeración? ¿Cómo hacer para que las externalidades generen un patrón de regiones que maximice los beneficios y minimice los aspectos negativos de la concentración? ¿Debe el Gobierno apoyar únicamente el desarrollo de las regiones más competitivas o las más deprimidas o, por el contrario, establecer un nivel de servicios homogéneo para todo el territorio? ¿Cuál es la probabilidad de que una región próspera entre en crisis, en el futuro?; más aún, ¿cuántos años le tomará a una región pobre convertirse en un centro de desarrollo?

El objetivo de esta investigación es determinar cómo los factores geográficos pueden integrarse a la dimensión temporal a través de la evolución de la distribución del ingreso por habitante, a partir de la evaluación de la movilidad de las regiones. En principio, y sin considerar al espacio como una dimensión, esta metodología se aplica a las 2,442 áreas geoestadísticas municipales de México para el periodo 1984-2004, por la vía de métodos no paramétricos, con la finalidad de estimar -al igual que Quah [1996a], Neven y Gouyette [1995], López Bazo et al., [1999] y Maurseth [2001]- funciones de densidad del ingreso normalizado, para luego determinar su transformación en el tiempo.

Tanto la trayectoria individual de cada municipio como su movilidad en el seno de la distribución, serán estudiadas utilizando matrices de transición asociadas a las cadenas de Markov. La movilidad regional y los esquemas convergentes son analizados para calcular diversos índices de movilidad y la distribución ergódica.

* Massachusetts Institute Technologic (MIT)

¹ Conceptos clave: externalidades, distribución del ingreso, cadenas de Markov, espacio. Clasificación JEL: C14, D31, O18, R11

Quedar  demostrado que en M xico subyace una muy d bil movilidad de una clase de ingreso a otra, por tanto, se encontrar  una fuerte persistencia de las regiones al interior de cada clase, y un sesgo progresivo de la distribuci n del ingreso hacia las regiones relativamente pobres.

Posteriormente, el espacio ser  integrado al an lisis de manera expl cita, con el prop sito de introducir claridad en un t pico poco explorado dentro de la literatura consagrada al estudio de la desigualdad, en M xico, dado que son ignoradas las potenciales externalidades generadas por la geograf a; y as  como Armstrong [1995b], Fingleton [1999] y Rey y Montouri [1999] lo hacen, se demostrar  que las regiones que escalan o descienden posiciones en la distribuci n del ingreso, est n espacialmente autocorrelacionadas. Se aplicar n diversos m todos que permiten determinar c mo la transici n de las regiones es afectada por las externalidades de la geograf a, mientras una soluci n conduce a la p rdida de la dimensi n temporal en el an lisis y otra s lo permite evaluar la convergencia intrarregional.

Finalmente, se aplicar  el m todo propuesto por Rey [2001].  ste permite evaluar una forma de convergencia interregional, al captar la manera en la que las trayectorias de las  reas geoestad sticas dentro de la distribuci n del ingreso son influenciadas por el comportamiento de las regiones vecinas. Luego de adecuar esta metodolog a, se propondr  una prueba de estacionaridad espacial de las probabilidades de transici n. Los resultados permiten subrayar que las externalidades generadas por la geograf a son notables y significativas; cuando los bloqueos geogr ficos son evidentes: la probabilidad de que una regi n mejore su clasificaci n en la distribuci n del ingreso, es mucho menor si est  rodeada de regiones pobres.

Introducci n

Durante el Siglo XX, la poblaci n mexicana creci  m s de seis veces hasta alcanzar cerca de 100 millones de personas, lo que convierte a M xico en una de las naciones m s pobladas del mundo. El espacio en que se asienta esta poblaci n es principalmente urbano: poco m s del 61% de los habitantes reside en localidades mayores de 15 mil habitantes, el 31% lo hace en localidades menores de 5 mil habitantes cada una, y el restante 8% lo hace en localidades intermedias. La poblaci n que habita en las ciudades, las cuales incluyen localidades de diversos tama os, asciende a 63.2 millones de personas, el 66% de la poblaci n total del pa s.

La aguda concentraci n de la poblaci n en las  reas urbanas es un fen meno

relativamente reciente que data de principios de la década de los setenta. Por su ritmo de crecimiento y por sus dimensiones, la urbanización del país ha sido un proceso que rebasó la capacidad gubernamental de planeación, atención y administración del crecimiento de las ciudades.

Además, se verificó primordialmente durante una época: 1975-1995, en la que se produjeron crisis económicas recurrentes que afectaron seriamente los ingresos y el empleo de la población y obligaron a realizar severos ajustes en las finanzas públicas, lo que provocó un efecto multiplicador en el rezago social de las ciudades. Y, a la par que aumentaron los flujos de migrantes hacia las áreas urbanas más desarrolladas del país en busca de empleo y de mejores condiciones de vida, los recursos públicos y privados para el financiamiento del espacio urbano se tornaron cada vez más escasos e insuficientes.

Durante los últimos 30 años, las diferencias regionales se han acentuado debido a la existencia de concentraciones económicas poco relacionadas entre sí, y a la ausencia de políticas explícitas de desarrollo regional. La convergencia de los niveles de desarrollo económico de las regiones, su desempeño en términos de crecimiento y la reducción de sus tasas de desempleo constituyen una preocupación mayor dentro de la política regional mexicana desde la crisis de 1995, cuando la región comenzó a ser considerada: un jugador en la agenda económica del país (cf. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [2002] y Guerrero Compeán [2005]).

Efectivamente, este contexto de desaceleración del crecimiento económico y de pérdida de la competitividad en numerosos municipios del país ha puesto en relieve el grave problema de las disparidades regionales en México, y ha provocado una reestructuración de política nacional. Brechas tan importantes, tanto en los niveles de vida de los ciudadanos como en el potencial económico de las regiones, resultan intolerables en una verdadera federación².

La Secretaría de Desarrollo Social realiza actividades y programas de desarrollo institucional municipal desde hace varios años, principalmente orientados hacia programas de infraestructura social básica, como el de los Fondos para el Desarrollo Social Municipal del Ramo 26.

A partir de esa experiencia y de la descentralización de los recursos para

² Un análisis comparativo internacional permite observar con mayor claridad este hecho: mientras que en Estados Unidos de América, el coeficiente de variación del PIB per cápita estatal es sólo de 17% y en los países miembros de la Unión Europea de 28%, en México, esta cifra alcanza 59% (cf. Secretaría de Desarrollo Social, 2002).

infraestructura social básica derivada de la creación del Ramo 33, en 1999, se planteó la necesidad de diseñar y operar acciones que, a la vez que se enmarcaran en este proceso de descentralización y lo apoyaran, permitieran que se sumaran los gobiernos estatales y municipales en la visión integral del desarrollo institucional municipal³. Estas nociones de cohesión tienen una dimensión geográfica importante, pues su objetivo es “elevar los niveles de bienestar y distribuir las oportunidades de manera equitativa, disminuyendo brechas y desigualdades regionales”[Plan Nacional de Desarrollo (2001)].

Son cinco los objetivos prioritarios a los que se apegan estos fondos y los programas de desarrollo social orientados a refrendar la posición de la región: 1) promover el desarrollo de las regiones económicamente retrasadas, 2) permitir la reconversión de las zonas fronterizas gravemente afectadas por el declive de los sectores primario y secundario, 3) combatir el desempleo de largo plazo, 4) facilitar la inserción profesional de los jóvenes y 5) acelerar la adaptación de las estructuras agrícolas y promover e impulsar el desarrollo de las áreas rurales.

Pese a estas iniciativas, en México subsiste –hace dos décadas– un grave problema regional que se manifiesta en una radical desigualdad: casi la totalidad del territorio de los estados del Sur y más de 50 millones de mexicanos viven en regiones que tienen un ingreso inferior al 75% de la media nacional, mientras que la fortuna de los diez mexicanos más ricos, equivale a la suma del producto interno bruto de Tlaxcala, Colima, Nayarit, Baja California Sur, Zacatecas, Tabasco, Aguascalientes, Durango y Campeche, en un año, y supera al de Jalisco o Nuevo León⁴.

De igual forma, es importante señalar que las regiones mexicanas poseen una estructura dual entre un Norte desarrollado y dinámico y un Sur periférico y en crisis: “se observan contrastes entre las regiones del país. Si se excluye al Distrito Federal, los cinco estados con mayor desarrollo humano corresponden a la región Norte, mientras que los cuatro menos desarrollados se encuentran en el Sur” (ONU, 2002, p. 110). Las disparidades de la riqueza, al parecer, están asociadas a una dimensión geográfica con una polarización Norte-Sur.

Un reflejo de estas observaciones es la reiterada debilidad del proceso de convergencia y la bipolarización del ingreso regional (cf. Esquivel Hernández [1999], Garza Campos [1994], Guerrero Compeán [2005], Messmacher Linartas [2000] y Rodríguez Oreggia y Román [2001]).

³ Gobierno Constitucional de los Estados Unidos Mexicanos, *Diario Oficial de la Federación*, viernes 14 de enero de 2005, p. 6, México.

⁴ Como se señala en Guerrero Compeán [2005], al primer semestre de 2005, los 10 mexicanos más ricos poseían una fortuna estimada de 42 mil 500 millones de dólares.

Evidentemente, resulta relevante estudiar a profundidad cuál es la relación que subyace entre la convergencia económica y la repartición espacial de las actividades productivas. Aglomeración y polarización espacial de las economías son fenómenos posiblemente vinculados a modelos geográficos que demuestran que el crecimiento económico está en buena medida determinado por esquemas de repartición de las actividades sobre el territorio nacional.

Esta investigación tiene como fundamento un análisis dinámico de la desigualdad en México a través de procesos markovianos espaciales discretos y comprende las 2,4425 áreas geoestadísticas municipales del país, dentro del periodo 1984 - 2004. Los datos fueron obtenidos a partir de los censos económicos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y deflactados a los precios de 1993, con el Índice de Precios Implícitos del producto interno bruto⁶.

Debe entenderse que el objetivo de este trabajo no es el de probar una ecuación de convergencia deducida de un modelo de economía geográfica del crecimiento, como lo han hecho por ejemplo: Hanson [1998], Combes y Lafourcade [2001] y Teixeira [2001], sino el de mostrar que las externalidades generadas por la dimensión geográfica de los datos -la localización de una observación en relación con otra- permite evaluar en qué medida se ven modificados los resultados de las estimaciones econométricas que ignoran el factor espacio.

Los principales resultados empíricos indican que las disparidades económicas y su evolución en el tiempo están fuertemente condicionadas por la localización de las regiones en el seno del espacio mexicano, que se caracteriza por una concentración geográfica de la riqueza y la pobreza en un esquema de polarización Norte-Sur que persiste en todo el periodo de estudio.

De igual forma, la movilidad de una región en la escala distributiva del ingreso está altamente relacionada con la riqueza de sus regiones vecinas, lo que evidencia la transmisión de externalidades explicadas por bloques geográficos, como lo sugieren las teorías de economía geográfica.

Para mostrar estos hallazgos, la argumentación se desarrollará en tres partes: en principio, se estudiará la dinámica de la repartición del ingreso en

⁵ Se excluye del análisis al municipio de Nicolás Ruiz, Chiapas, debido a que no existe información censal apropiada.

⁶ Si bien el periodo de estudio pudo eventualmente ampliarse hasta 15 años más, sólo a partir del Censo Económico de 1984 la información proporcionada era lo suficientemente homogénea para ser comparada con la del Censo Económico de 2004, tanto en el modo de cálculo de las variables consideradas como en las unidades estadísticas empleadas.

México, a través de estimaciones no paramétricas de funciones de densidad de la distribución del ingreso por habitante y su evolución en el periodo 1984-2004, así como la movilidad de las trayectorias de crecimiento de los municipios mexicanos, por la vía de los procesos markovianos estacionarios de primer orden. Con el fin de señalar cómo la geografía genera externalidades en el desempeño de una región, la segunda sección analizará un procedimiento en el que la dimensión espacial se integra al análisis, a partir del método condicionado de Quah [1996a] y de las cadenas de Markov espaciales de Rey [2001]. Un tercer apartado concluye con los resultados más trascendentales y propone una serie de recomendaciones técnicas, metodológicas y de política pública.

1. La dinámica de la distribución del ingreso en México

El estudio de la evolución de la distribución del ingreso entre 1984 y 2004 se llevará a cabo a partir de las estimaciones per cápita normalizadas⁷. Efectivamente, es preferible trabajar con ingresos relativos que con absolutos, con el fin de eliminar los movimientos generalizados debidos a los ciclos económicos.

En principio, se caracterizará tanto la forma de la distribución del ingreso de las áreas geoestadísticas municipales para cada año como su transformación en el transcurso del periodo, con base en tres metodologías complementarias: la evolución de la dispersión de la distribución del ingreso por habitante, métodos de estimación no paramétricos aplicados a la distribución del ingreso y las características de la polarización de esta distribución (§1.1.)

Luego, la estimación de matrices de transición entre diferentes clases de ingresos permitirá precisar la dinámica temporal de la distribución, en el nivel municipal. Se presentará el análisis de cadenas de Markov para las 2,442 áreas geoestadísticas que disponen de información estadística ad hoc (§1.2.)

1.1. Evolución de la forma de la distribución del ingreso por habitante

En el seno de los municipios mexicanos, tanto los esquemas de convergencia más simples (polarización en dos clubes de convergencia), otros más complejos (estratificación en clubes múltiples), como su evolución potencial durante el periodo 1984-2004, pueden ser detectados a partir del estudio de la forma y la evolución del ingreso por habitante, la cual se analiza gracias a

⁷ Definanse como la razón del ingreso por habitante sobre el ingreso medio nacional.

tres métodos complementarios: la desviación típica, con el fin de aplicar pruebas de convergencia- σ (§1.1.1.); la forma de la distribución del ingreso, a través de estimaciones no paramétricas de funciones de densidad (§1.1.2.) y el índice de polarización propuesto por Esteban y Ray [1994], con el fin de afinar los resultados presentados (§1.1.3.) Finalmente, se subrayarán las limitantes de estos distintos análisis para el estudio de la convergencia (§1.1.4.)

1.1.1. La prueba de la convergencia- σ

Estudiar de manera global la evolución de la distribución del ingreso por habitante, a través de aplicar la prueba de convergencia- σ permite comparar la desviación típica de la distribución de los logaritmos del ingreso per cápita del periodo final, con los del año inicial. Si la dispersión se reduce al final del periodo, se demuestra la presencia de convergencia- σ .

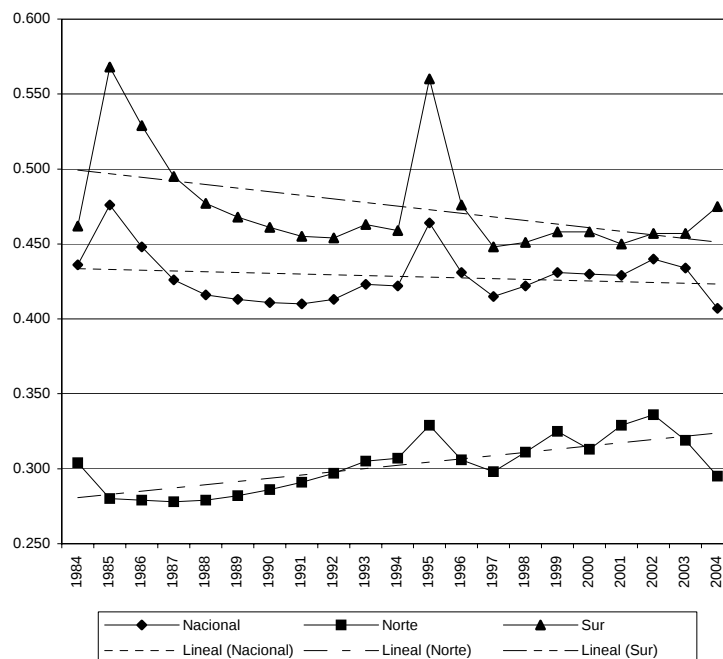
Se calculó la desviación típica de la distribución de los ingresos por habitante en logaritmos para todos los años del periodo entre 1984 y 2004. Los resultados están en la gráfica 1.

Considerando la evolución del ingreso por habitante de los 2,442 municipios del país, la dispersión es ligeramente inferior en 2004 frente a la de 1984. ($\sigma_{1984} = 0.436$ y $\sigma_{2004} = 0.407$)

Estos resultados reflejan la presencia de una débil convergencia del ingreso en México; aunque esta convergencia no se dio constante y uniforme: la desigualdad se incrementó considerablemente en 1985 y 1995, años que siguieron a graves crisis económicas.

⁸ Vale la pena señalar que las estimaciones oficiales del producto interno bruto por municipalidad están disponibles solamente para los años de 1984, 1989, 1994, 1999 y 2004. Para distribuir el producto interno bruto nacional geográficamente, se interpolaron y extrapolaron los valores observados para estos años mediante el método de Chow y Lin [1971], que se basa en la teoría de regresión tomando series auxiliares como base de la desagregación e introduce la posibilidad de imponer restricciones a las series generadas. Para esta investigación, esta metodología fue adaptada para desagregar la información serial a corte transversal en lugar de series de tiempo de diferente periodicidad o base temporal. Cf. Guerrero Campeán [2005, anexo 2].

Figura 1
**Convergencia- σ para el periodo 1984-2004 medida por
 La desviación típica del logaritmo del ingreso por habitante**



Fuente: Cálculos propios con base en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y el Consejo Nacional de Población.

La existencia de dos regímenes de convergencia –uno para las regiones del Norte y otro para las del Sur– ha sido evidenciada en el transcurso de los últimos años. (Organización de las Naciones Unidas [2002]; Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos [1998]; Banco de México [2000]; Guerrero Compeán [2005]) En consecuencia, es deseable verificar si el proceso de convergencia- σ difiere entre ambos regímenes.

Se procedió a una partición de la muestra global en dos muestras exhaustivas siguiendo los criterios de distribución territorial de los Indicadores Socioeconómicos e Índices de Marginación Municipal del Consejo Nacional de Población⁹, para enseguida calcular la desviación típica de la distribución

⁹ Véase Consejo Nacional de Población, 2000. *Índices de marginación*, capítulo 3, pp. 23-32.

en logaritmos.

La conclusión precedente de convergencia- σ para la muestra global no se sostiene si se consideran dos submuestras. Efectivamente, pese a un aumento moderado de la desigualdad entre 1987 y 1995 y nuevamente de 2000 a 2002, en las regiones del Norte del país hay convergencia del ingreso por habitante ($\sigma_{1984} = 0.304$ y $\sigma_{2004} = 0.295$), mientras que las regiones del Sur, que en todo el periodo tuvieron mucho mayores niveles de desigualdad, sufrieron, además, de una polarización del ingreso ($\sigma_{1984} = 0.462$ y $\sigma_{2004} = 0.475$).

Estos resultados subrayan la posibilidad de la presencia de dos clubes de convergencia. Pero, dadas las limitantes del estudio de la convergencia- σ , es importante complementarlo con un análisis más individual tanto de la ubicación de cada región en la distribución del ingreso por cabeza, como de su evolución en el tiempo.

1.1.2 *Estimación no paramétrica de una función de densidad: principios y resultados*

La caracterización de clubes de convergencia puede llevarse a cabo al estimar funciones de densidad para la distribución del ingreso per cápita de las áreas geoestadísticas y analizar sus eventuales características de multimodalidad. Utilizando esta metodología, Quah [1993b, 1996f], Bianchi [1997] y Jones [1997] concluyen bimodalidad para los ingresos internacionales, o lo que es lo mismo, demuestran la existencia de dos clubes de convergencia. Por el contrario, Quah [1996b] no obtiene este resultado para una muestra de regiones europeas.

Resulta evidente la utilidad de una estimación no paramétrica si se considera que los datos económicos pueden ser extremadamente no-normales, presentar múltiples modas o ser asimétricos, rasgos que para este análisis serían de gran trascendencia y que quedarían ocultos si se presentan mediante estimaciones paramétricas de las funciones de densidad que impiden captar estas características (por ejemplo, mediante un modelo unimodal).

Los análisis de convergencia más recientes han optado por la estimación no paramétrica de funciones de densidad como representación de los datos porque tienen la ventaja de no obligar a efectuar supuesto alguno sobre la distribución¹⁰.

¹⁰ El enfoque de la estimación paramétrica a partir de una familia de funciones de densidad paramétricas $f(\cdot|\theta)$, como la normal $N(\mu, \sigma^2)$, donde $\theta = (\mu, \sigma^2)$, pone el énfasis

El enfoque no paramétrico requiere escoger un método para suavizar los datos. El más básico es el histograma, el único estimador no paramétrico utilizado hasta los años cincuenta; sin embargo, tiene algunos inconvenientes (por ejemplo, la elección del origen, las discontinuidades y las múltiples explicativas, *cf.* Silverman [1986] que desaconsejan su utilización.

Otros métodos son el estimador ingenuo, el método del vecino más próximo, el método del kernel variable, los estimadores de series ortogonales y los estimadores de máxima verosimilitud penalizada.

En el caso de esta investigación, y para caracterizar la evolución entre 1984 y 2004 de los ingresos por habitante de las 2,442 áreas geoestadísticas de México, se eligió el suavizado kernel, pues es un método aplicable en un buen número de situaciones, sus propiedades se entienden con facilidad y la discusión de las mismas permite comprender mejor otros métodos de estimación de densidad. Además, como lo señalan Walter y Blum [1979] y Terrell y Scott [1992], prácticamente todos los algoritmos no paramétricos son asintóticamente métodos kernel.

De acuerdo con esta metodología, se estima la siguiente función de densidad para cada una de las variables consideradas:

$$f_j(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right) \quad (1)$$

donde n sería el número de áreas geoestadísticas, v_{ij} cada una de las observaciones de la variable j y h el parámetro de suavizado. La variable v_{ij} está normalizada por la media nacional¹¹.

Sea K una función kernel que cumple:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(t) dt = 1 \quad (2)$$

La elección del kernel puede recaer sobre distintas alternativas¹². Para esta

en obtener el mejor estimador $\hat{\theta}$ de θ ; sin embargo, en el caso no paramétrico, se trata de obtener un buen estimador, de toda la función de densidad $f(\cdot)$.

¹¹ Este ejercicio permite corregir el efecto sobre cada región del comportamiento de la variable para el conjunto del país, que puede presentar oscilaciones, *cf.* Goerlich *et al.* [2001].

¹² Por ejemplo, el de Epanechnikov, el triangular, el gaussiano, el rectangular, etc. Dado que la eficiencia que presenta cada uno de ellos está siempre alrededor del 90%, la

investigación, se recurrió al kernel gaussiano que, en el caso univariante, responde a la expresión:

$$K(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} \quad (3)$$

Concretamente, se tiene que:

$$K\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right)^2} \quad (4)$$

Y, por tanto,

$$\hat{f}_j(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right)^2} \quad (5)$$

En este contexto, el que haya convergencia implica que la masa probabilística esté cada vez más concentrada alrededor de cierto valor; si este valor es la unidad, habrá convergencia hacia la media.

Esta técnica permite la identificación de otras situaciones: por ejemplo, podría darse que con el tiempo apareciesen (o desapareciesen) distintas modas, lo que sería sinónimo de divergencia y, no obstante, no podría ser detectada por los indicadores de dispersión. Inclusive, dos distribuciones con un nivel de dispersión similar pueden tener una estructura modal muy diferente.

La elección del kernel determina la forma de los picos que se obtendrían al representar gráficamente la ecuación cinco. Sin embargo, la selección de la amplitud de ventana (h) es mucho más importante que la del kernel. El parámetro h incide de manera diferente, determinando la amplitud de dichos picos. Escoger un h excesivamente pequeño (infrasuavizado) generaría un número excesivo de picos que no permitiría distinguir con claridad la verdadera estructura de los datos, mientras que un h excesivamente grande (sobresuavizado) ocultaría rasgos o estructuras multimodales presentes en los datos¹³.

elección debe basarse en otras consideraciones, como la facilidad de cálculo. En cualquier caso, la elección realmente relevante es la del h óptimo, cuestión que será abordada más adelante.

¹³ Detrás de estos hechos se halla el tradicional *trade-off* entre sesgo y varianza que,

La idea que subyace en distintos métodos para obtener una ventana óptima es la misma: minimizar el error cuadrático medio integrado (MISE)¹⁴, donde $MISE(\hat{f}) = \int [\hat{f}(x) - f(x)]^2 dx$ o bien su representación asintótica¹⁵, cuya expresión sería:

$$h_{AMISE} = \left[\frac{R(k)}{\mu_2(K)^2 R(f'')n} \right]^{\frac{1}{5}} \quad (6)$$

donde $R(g) = \int g(x)^2 dx$ y $\mu_2(g) = \int x^2 g(x) dx$.

Los distintos métodos existentes pueden clasificarse en dos categorías: de primera y segunda generación. Los primeros fueron propuestos antes de 1990 y han sido más tratados en la literatura. Entre estos pueden encontrarse los conocidos como reglas de oro (el h al que darían lugar viene representado por h_{ROT}), validación cruzada mínimo-cuadrática (h_{LSCV}) y validación cruzada sesgada (h_{BCV}). Los de segunda generación se agrupan bajo los enfoques de *solve-the-equation-plug-in* y *bootstrap* suavizado¹⁶.

Los trabajos que aplican la estimación no paramétrica de las funciones de densidad al estudio de la convergencia apenas hacen hincapié en el parámetro de suavizado escogido. En muchos de ellos, no se hace mención alguna, mientras que en otros la única indicación es que han sido escogidos “automáticamente”¹⁷. En efecto, hasta fechas relativamente recientes, la elección más avanzada del parámetro de suavizado, de acuerdo con la literatura existente, era h_{LSCV} ; empero, el elegir uno u otro parámetro de suavizado incide de manera crucial sobre los resultados, por lo que cabría preguntarse si es ése el parámetro de suavizado *ad hoc*¹⁸.

precisamente, depende del parámetro de suavizado: a mayor h , menos varianza y más sesgo, y viceversa.

¹⁴ Existe un método basado en otros criterios; por ejemplo, la elección subjetiva, basada en la representación gráfica de curvas para varios parámetros de suavizado, escogiendo aquella que mejor se ajuste a la conceptualización *a priori* sobre la densidad.

¹⁵ Véase Wand y Jones [1995].

¹⁶ *Ídem*. Una alternativa aplicada se encuentra en De Sousa Cardoso, 2001, *Predição da qualidade na indústria de fundição injectada*, apéndice, Oporto.

¹⁷ Silverman [1986] hace referencia al h_{LSCV} , lo que induce a pensar que ése es el método utilizado.

¹⁸ Jones *et al.* [1996] comparan los distintos parámetros de suavizado a los que se ha hecho referencia, llegando a conclusiones que vuelven a poner de manifiesto la importancia de esta cuestión. Una de ellas es que h_{LSCV} infrasuaviza, mientras que h_{ROT} sobresuaviza. Los métodos de segunda generación ofrecen un equilibrio entre estos dos extremos, adquiriendo un compromiso razonable entre sesgo y varianza. Esta superioridad

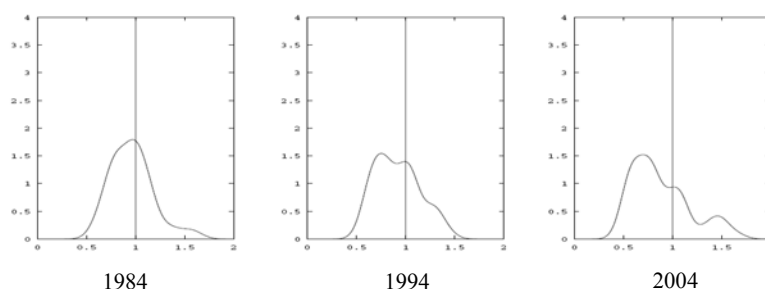
Para este trabajo, se utilizará el parámetro de suavizado propuesto por Sheather y Jones [1991], con base en Park y Marron [1990] y, en el método iterativo de segunda generación *solve-the-equation-plug-in*, h_{SEPI}^{19} , pues su funcionamiento con respecto a otros métodos de primera generación es notablemente superior²⁰.

La figura dos (2) comprende tres gráficas que indican las funciones de densidad de los ingresos normalizados para los años 1984, 1994 y 2004, las cuales pueden ser representadas como el equivalente continuo de un histograma, en el que el número de intervalos tiende a infinito²¹.

La figura 2 refleja que en comparación con 1984, en 2004 un mayor número de áreas geoestadísticas tuvo un ingreso por habitante inferior al 70% o superior al 150% de la media nacional. Asimismo, mientras que en el periodo inicial la moda se ubicó alrededor de la media, en el año final se observa la persistencia de una segunda moda cercana a 1.5 veces el valor del ingreso per cápita promedio en México.

Esta moda secundaria puede reflejar la presencia de un grupo importante de municipalidades que tiende a converger hacia un nivel inferior del resto de las regiones o, dicho de otra forma, a cierta divergencia de las regiones muy ricas.

Figura 2
Densidad de la distribución del ingreso normalizado



Fuente: Cálculos propios con base en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y el Consejo Nacional de Población.

aparece recogida en Cao *et al.* [1994] y Park y Turlach [1992].

¹⁹ Para mayor detalle, véase Sheather y Jones [1991] y Park y Marron [1990], o bien <http://www.stat.unc.edu/faculty/marron.html> para revisar la rutina Matlab que permite su obtención.

²⁰ Véase, por ejemplo, Jones *et al.* [1996].

²¹ Por definición, el número 1 en el eje de las abscisas indica el ingreso por habitante promedio, el 2 señala el doble.

1.1.3 Análisis de la polarización

Las funciones de densidad recién estimadas sugieren una polarización progresiva de los ingresos por habitante de los municipios mexicanos en torno de dos polos locales. Distintos índices pueden calcularse para apreciar los niveles de desigualdad en el país.

En este caso, la detección de un esquema de polarización requiere apreciar las iniquidades, tanto en el nivel global como en el estrato local. Como lo señalan Esteban y Ray [1994] y Wolfson [1994], la polarización no puede medirse por el índice de Lorenz o sus derivados pues, en efecto, no permiten distinguir entre la convergencia hacia la media global de la distribución y la convergencia hacia dos polos locales²². Por consecuencia, se utilizará el índice de polarización de Esteban y Ray [1994]:

$$ER = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n f_i^{1+\alpha} f_j |y_i - y_j| \quad (7)$$

donde f_i es la frecuencia de la población de la clase i , y_i es el logaritmo de la media normalizada de la clase i , n es el número de clases y α es un “efecto de oposición” que se restringe al intervalo $[0.0, 1.6]$ para que cumpla con cierto número de axiomas, como lo demuestran Esteban y Ray [1994].²³

La figura tres (3) representa la evolución del índice de polarización de los dos polos de regiones, como se definieron con anterioridad para los años 1984-2004, y constata que el índice ER aumentó ligeramente en el periodo. Hubo un notable decrecimiento de la polarización entre 1985 y 1991; sin embargo desde entonces la polarización no pudo descender por más de dos años consecutivos. Globalmente, estos resultados indican que la polarización persiste entre las áreas geoestadísticas con ingresos por habitante elevados y las de ingresos por habitante modestos.

Las funciones de densidad indican que hubo un mayor número de regiones con ingresos por habitante muy elevados o muy reducidos en 2004 que en 1984. No obstante, estas funciones de densidad impiden revelar si las regiones a la derecha en la distribución inicial [1984] son las mismas que las

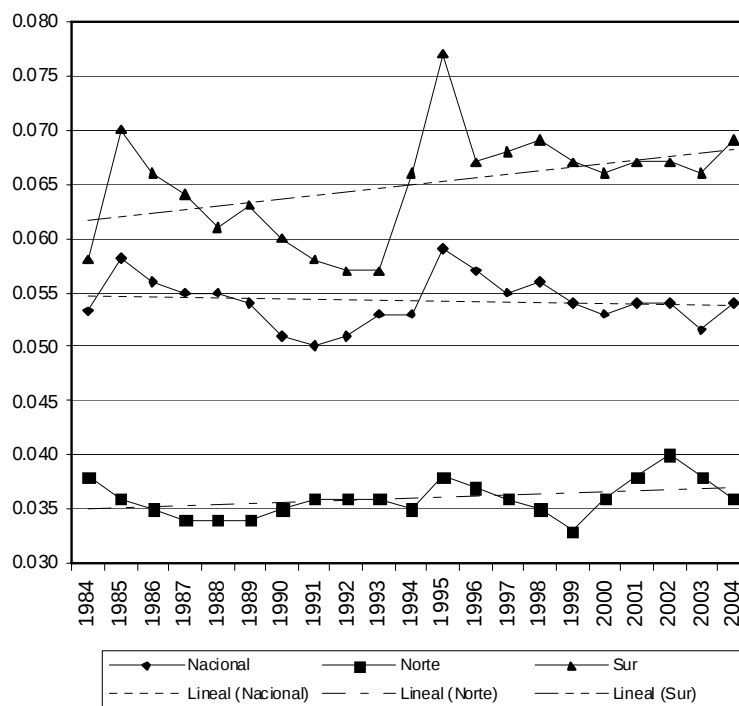
²² En este caso, el primer polo de regiones está conformado por aquellas en situación de pobreza según su consumo por habitante (79% del total) y el segundo por el resto. Véase Wodon, Q. *et al.*, 2002 e Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 1993, *Magnitud y evolución de la pobreza en México: 1984-1992, Informe metodológico*, Aguascalientes.

²³ El índice ER es proporcional al coeficiente de Gini cuando $\alpha = 0$. A un mayor valor de α , mayor será la diferencia entre el índice ER y el coeficiente de Gini.

de la derecha en la distribución final [2004]²⁴.

Considérese -por ejemplo- la figura cuatro (4), que indica una evolución eventual de la distribución del ingreso por habitante. Inicialmente, esta distribución es unimodal; pero, al final del periodo, se convierte en bimodal. Nótese que este análisis global no permite captar la trayectoria de crecimiento de las distintas regiones: ciertas regiones verían mejor posicionada su jerarquía, otras sufrirían de una degradación de su situación y algunas más se mantendrían en su nivel inicial, *cf.* Quah [1996b, 1996e].

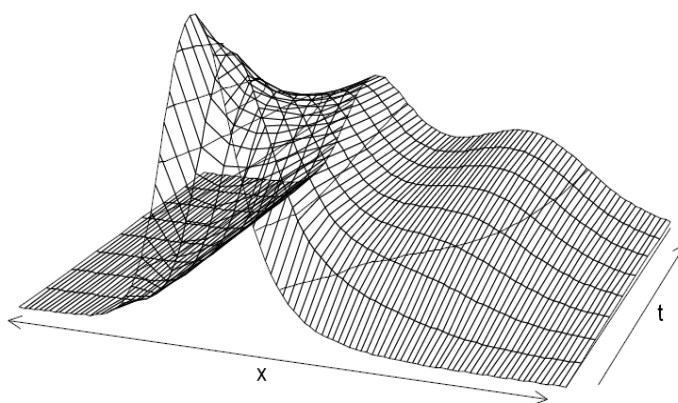
Figura 3
Índice de polarización 1984-2004 ($\alpha=1.5$)



Fuente: Cálculos propios con base en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y el Consejo Nacional de Población.

²⁴ En otras palabras, aun cuando estas funciones de densidad permiten caracterizar la evolución de la distribución global, no aportan información sobre los movimientos de las regiones en el seno de la distribución. Ni las pruebas de convergencia- σ ni el índice de polarización puede responder esta interrogante.

Figura 4
Estratificación, polarización y clubes de convergencia



Fuente: Adaptación tridimensional con base en Quah [1996b, p. 1369].

1.2 *Convergencia y procesos de Markov: resultados empíricos para México*

Antes de abordar los resultados empíricos obtenidos a partir de las cadenas de Markov, resultaría valioso estudiar las herramientas necesarias para comprender el análisis, siguiendo a Chung [1960], Kemeny y Snell [1976], Berchtold [1998] y Guerrero Compeán [2005]²⁵. Quah [1996a] propone analizar la dinámica de las disparidades regionales y demuestra cómo las trayectorias de crecimiento de las regiones pueden modelarse con base en una cadena de Markov. Aplicando esta metodología, se indicarán cuáles son los principales resultados para los municipios mexicanos (§1.2.1.) Luego, se abordará la manera en la que las probabilidades de transición son calculadas, presentándose una matriz de transición estimada para las 2,442 áreas geoestadísticas mexicanas (§1.2.2.) Asimismo, se realizarán pruebas de estabilidad de probabilidades de transición entre dos subperiodos (§1.2.3.) y, finalmente, se analizarán los principales resultados obtenidos en términos de convergencia en las regiones mexicanas (§1.2.4.)

²⁵ Guerrero Compeán [2005] define un proceso markoviano estacionario de primer orden, así como su matriz de transición asociada, para luego proponer una tipología de los procesos markovianos y, finalmente, analizar el componente de largo plazo de los procesos.

1.2.1 Principios de modelado

Sea F_t la distribución en cortes transversales de los ingresos por habitante normalizados en el periodo t . Considérense K distintas clases, que representan una aproximación discreta de la distribución del ingreso. Para este apartado, se asumirá que la frecuencia de la distribución en el tiempo sigue un proceso de Markov de primer orden y estacionario. En este caso, la evolución de la distribución de los ingresos per cápita está representada por una matriz de transición M en la que cada elemento (i, j) indica la probabilidad de que una región que se encuentre en la clase i en el periodo $t - 1$ se ubique en la clase j en el periodo t .

En estas condiciones, el vector F_t de dimensión $(K,1)$, que indica la frecuencia de las regiones en cada clase en el periodo t , evoluciona de la manera siguiente:

$$F_{t+1} = MF_t \quad (8)$$

donde M es la matriz de transición de orden (K,K) que representa la transición de una distribución a otra.

La matriz M posee cierto número de propiedades que pueden emplearse para el análisis de la evolución de la distribución del ingreso²⁶. Diversos estudios basados en esta metodología han sido aplicados en los últimos años: Neven y Gouyette [1995], López-Bazo *et al.* [1999] y Maurseth [2001] la emplean para medir el grado de convergencia de las regiones europeas con la base de datos Eurostat-Regio. Neven y Gouyette utilizan una muestra de 142 regiones NUTS II para el periodo 1980-1989²⁷ y estiman una matriz de transición con siete clases de ingreso por habitante. Los resultados indican una débil movilidad entre las clases y una concentración de las frecuencias en las clases de bajos ingresos. López-Bazo *et al.*, utilizan una muestra de

²⁶ En primer lugar, resulta interesante conocer tanto la propensión de las regiones de cada clase a desplazarse a otras clases como el tiempo promedio necesario para desplazarse entre cada par de clases i y j : se presentará esta información para el caso mexicano a partir de la estimación de probabilidades de transición y de una matriz de tiempo promedio para el primer desplazamiento. Después, y si la matriz de transición estimada es regular, será posible determinar su distribución ergódica. Esta distribución límite permite caracterizar el tipo de convergencia que tuvo lugar en México. En tercer lugar, la estimación de una matriz de transición llevaría al cálculo de distintos índices que permitan caracterizar la movilidad de las regiones entre las distintas clases.

²⁷ Se refiere a las regiones del segundo nivel de la Nomenclatura de Unidades Territoriales Estadísticas, cf. Diario Oficial de las Comunidades Europeas, 27 de julio de 1999, L 194/53.

143 regiones NUTS II para la Comunidad Europea, con excepción del Reino Unido. El periodo de estudio fue de 1980 a 1992 y la distribución discreta consideró cinco clases de ingreso. Los resultados obtenidos por estos autores son muy similares a los de Neven y Gouyette: hay una gran reticencia regional a no desplazarse de clase, mientras que la distribución de largo plazo parece indicar que las regiones más pobres no convergen hacia el mismo nivel de ingreso que el resto de la muestra. Siguiendo a López-Bazo *et al.*, Maurseth utiliza una muestra de 143 regiones NUTS II -sin incluir al Reino Unido- para el periodo 1980-1994 y estima una matriz de transición con cuatro clases de ingreso; encuentra que las regiones que presentan niveles de movilidad más elevados, son las ricas.

Utilizando modelos log-lineales, Fingleton [1997] hace uso de la base de datos de Cambridge para una muestra de 169 regiones europeas, considerando el periodo 1975-1993; en su artículo de 1999, repite el ejercicio para el periodo 1978-1995. Magrini [1999] y Cheshire y Magrini [2000] trabajan sobre las regiones urbanas funcionales, y concluyen que según el análisis de distribuciones ergódicas, las seis regiones más ricas de Europa son Hamburgo, Düsseldorf, Múnich, Stuttgart, París y Fráncfort para el periodo 1978-1994.

1.2.2 *Estimación de matrices de transición*

Para poder modelar las trayectorias de crecimiento de las áreas geoestadísticas de México, es imperativo, en principio, discretizar la distribución del ingreso normalizado. La manera de hacerlo varía según los autores: para Kangasharju [1999], Kawagoe [1999] y Muentefering [2003], éstas se determinan, de tal manera que haya cierta homogeneidad entre ellas, definiéndose sus límites en función de la media nacional.

No obstante, como lo señalan Quah [1996a], Magrini [1999] y Bulli [2001], una discretización arbitraria de la distribución subyacente, que es continua, puede provocar importantes distorsiones al ser un estimador no paramétrico crudo de la función de densidad de probabilidad. Dado este inconveniente, se optó por descartar esta opción. Para estimar la anchura del intervalo óptima, $\hat{h}$, se utilizará el método propuesto por Freedman y Diaconis [1981], que indica que

$$\hat{h} = \frac{2R}{n^{1/3}} \quad (9)$$

donde n es el tamaño de la muestra y R es el rango intercuartílico.

Este estimador se deriva del uso del cuadrado medio de error integrado como una medida del desempeño del estimador de la función de densidad de probabilidad²⁸. De acuerdo con los resultados del estimador, se clasificaron las 2,442 áreas geoestadísticas de México en cinco clases de ingreso distintas, según ingresos por habitante: 1) menores al 65% de la media nacional, 2) entre el 65 y el 95% de la media, 3) entre el 95 y el 110% de la media, 4) entre el 110 y el 125% de la media y 5) mayores al 125% de la media²⁹.

Considerando la infinidad de discretizaciones posibles, las matrices de transición pueden ser estimadas por la vía de máxima verosimilitud. Sea p_{ij} la probabilidad de ubicarse en la clase i en el periodo $t - 1$ y en la clase j en el periodo t . Si las probabilidades de transición son estacionarias, Anderson y Goodman [1957, p. 92] y Basawa y Prakasa Rao [1980, p. 54] demuestran que el estimador de máxima verosimilitud de p_{ij} se define como³⁰:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (10)$$

donde n_{ij} es el número de regiones que se desplazan de la clase i a la j entre los periodos $t - 1$ y t , y n_i es el número total de regiones en la clase i en los T periodos, es decir $n_i = \sum_j n_{ij}$.

En este caso, el horizonte temporal es de 21 años y hay $T = 20$ transiciones anuales. La tabla uno (1) contiene la matriz de transición entre 1984 y 2004, que presenta las estimaciones vía máxima verosimilitud de las transiciones en la distribución del ingreso, normalizado en pesos de 1993.

²⁸ Existen otros estimadores como el de Scott (1979) o el de Devroye – Györfi [1985]; no obstante, al igual que Magrini, los resultados arrojaron que el primero tiene una eficiencia pobre y quedaba poco qué elegir entre el segundo y el que finalmente se utiliza en esta investigación.

²⁹ Se estimaron cadenas de Markov utilizando alternativos límites de discretización y considerando mayores y menores números de clases; no obstante, los principales resultados obtenidos en este apartado no sufrieron mayores cambios.

³⁰ Se trata de la frecuencia empírica.

Tabla 1
Matriz de transición del ingreso normalizado

<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1 <65%	2 <95%	3 <110%	4 <125%	5 >125%	Número de observaciones
1	0.959	0.041	0.000	0.000	0.000	10,798
2	0.047	0.865	0.087	0.000	0.000	9,223
3	0.000	0.095	0.822	0.083	0.000	9,959
4	0.000	0.000	0.123	0.796	0.081	8,786
5	0.000	0.000	0.000	0.073	0.927	10,074

Durante las veinte transiciones, se presentaron 10,798 ocurrencias de un área geoestadística que tuvo un ingreso per cápita menor al 65% de la media nacional (primer renglón de la matriz). La mayoría de estas regiones (95.9%) permaneció en esta clase al final del año (celda (1,1) de la matriz), mientras que sólo el 4.1% ascendió a la clase inmediata superior (celda (1,2) de la matriz). Nótese que esta matriz de transición es regular: efectivamente, basta con elevar la matriz de transición a la cuarta potencia para obtener una matriz que no tenga elementos nulos:

$$M^4 = \begin{bmatrix} 0.856 & 0.126 & 0.017 & 0.001 & 2.4 \times 10^{-5} \\ 0.146 & 0.606 & 0.216 & 0.030 & 0.002 \\ 0.021 & 0.234 & 0.533 & 0.183 & 0.029 \\ 0.002 & 0.048 & 0.270 & 0.466 & 0.213 \\ 4.1 \times 10^{-5} & 0.003 & 0.039 & 0.192 & 0.766 \end{bmatrix} \quad (11)$$

Es posible utilizar esta propiedad fundamental de regularidad de las matrices de transición, con el fin de determinar distribuciones ergódicas y estudiar distintas características de la dinámica de transición de los ingresos regionales. No obstante, antes de presentar resultados, debe abordarse el problema de la estabilidad del proceso en dos subperiodos.

1.2.3 La estabilidad del proceso a prueba

López-Bazo *et al.* [1999] y Neven y Gouyette [1995] estiman matrices de transición para dos subperiodos, en razón de los eventuales cambios en el proceso de convergencia, detectados en literatura reciente. Se probará si las dos matrices de transición calculadas para los periodos 1984-1994 (submuestra 1) y 1994-2004 (submuestra 2) difieren entre sí y de la matriz calculada para el periodo completo.

Se eligieron estos dos subperiodos porque en 1994 tuvo lugar la crisis económica más severa de la historia mexicana contemporánea³¹. La tabla dos presenta estas dos matrices de transición.

Tabla 2
Matrices de transición del ingreso normalizado por subperiodo

	<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1	2	3	4	5	Número de observaciones
		<65%	<95%	<110%	<125%	>125%	
1984-1994	1	0.947	0.053	0.000	0.000	0.000	5,800
	2	0.034	0.879	0.087	0.000	0.000	3,914
	3	0.000	0.084	0.816	0.100	0.000	4,959
	4	0.000	0.000	0.120	0.814	0.066	4,598
	5	0.000	0.000	0.000	0.081	0.919	5,149
1994-2004	1	0.981	0.019	0.000	0.000	0.000	4,874
	2	0.062	0.851	0.087	0.000	0.000	5,655
	3	0.000	0.110	0.831	0.058	0.000	4,988
	4	0.000	0.000	0.129	0.764	0.107	4,060
	5	0.000	0.000	0.000	0.060	0.940	4,843

Sea $\hat{p}_{ij}(l)$ la probabilidad de encontrarse en la clase i en el periodo $t - 1$ y en la clase j en el periodo t en la submuestra $l = 1, 2$.

El objetivo es probar si las probabilidades de transición entre los dos subperiodos son equivalentes. En otros términos, considérese la hipótesis nula:

$$p_{ij}(1) = p_{ij}(2) = p_{ij} \forall i, j = 1, 2, \dots, 5. \quad (12)$$

³¹ Véase French-Davis, R., 1998, Policy Implications of the Tequila Effect, *The World Bank Economic Review*, vol. 12, No. 1, Washington, D.C., Banco Mundial, enero.

A partir de distintas estimaciones de matrices de transición, Anderson y Goodman [1957] y Kullback *et al.* [1962] proponen una prueba de razón de verosimilitud³². Este estadístico se describe como:

$$Q_1 = -2 \log \left\{ \prod_{l=1}^2 \prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^K \left[\frac{\hat{p}_{ij}}{\hat{p}_{ij}(l)} \right] \right\}^{n_{ij}(l)} \quad (13)$$

donde K es el número de clases en la distribución ($K = 5$), $\hat{p}_{ij}$ es la estimación de la probabilidad de transición para el conjunto de los periodos, $\hat{p}_{ij}(l)$ es la probabilidad de encontrarse en la clase i en el periodo $t-1$ y en la clase j en el periodo t en la submuestra $l = 1, 2$. Finalmente, $n_{ij}(l)$ es el número correspondiente de áreas geoestadísticas.

El estadístico Q_1 se distribuye asintóticamente como una χ^2 con $K(K-1)$ grados de libertad. No obstante, considerando la presencia de elementos nulos tanto en la matriz de transición para el periodo como en las de ambos subperiodos, es preciso corregir el número de grados de libertad: los elementos nulos no deben ser tomados en cuenta. Así, el número de grados de libertad se reduce a ocho y, por tanto, $Q_1 = 10.722$. Con ocho grados de libertad, el valor de p es 0.218. En consecuencia, no es posible rechazar la hipótesis de que las probabilidades de transición para los dos subperiodos y el periodo completo son iguales³³.

1.2.4 Características de la dinámica de transición

Diversas lecciones del análisis de las matrices de transición recién estimadas pueden ser extraídas. La diagonal principal de las matrices de transición permite caracterizar la persistencia de las regiones de las distintas clases de ingreso a no trasladarse a otra clase (§1.2.4.1.) Asimismo, la matriz de

³² El uso de las probabilidades de error de los procedimientos estadísticos como medida de la evidencia en favor o en contra de las hipótesis sometidas a prueba en un contraste es, cuando menos, equívoco. El enfoque de Anderson y Goodman y Kullback *et al.*, responde a la necesidad de seguir un curso de acción tras la realización de un contraste (aceptar o no la hipótesis considerada), con lo que excluye la posibilidad de que el soporte de los datos para evaluar la idoneidad de hipótesis alternativas sea insuficiente. La literatura reciente demuestra que la medida de evidencia adecuada para evaluar el soporte relativo de hipótesis rivales es la razón de verosimilitud, entendida en los términos originalmente acuñados por Fisher, quien definió el cociente de verosimilitud como la preferencia relativa de los datos por las hipótesis consideradas en cada situación concreta; cf. Bescos Sinde, J., 2002, El paradigma de la verosimilitud, *Estadística española*, vol. 44, no. 149, pp. 113-127.

³³ Así, se dejará de lado el análisis por subperiodos y, durante el resto de la investigación, se estudiará el proceso de convergencia para el periodo total.

tiempo promedio para el primer desplazamiento será utilizada para analizar el tiempo requerido para trasladarse de una clase a cualquier otra de la matriz de transición (§1.2.4.2.) *Ergo*, la determinación del tipo de convergencia es efectuada con base en el estudio de las distribuciones ergódicas (§1.2.4.3.) Finalmente, los índices de movilidad permitirán sintetizar la información aportada por las matrices de transición (§1.2.4.4.)

1.2.4.1 Una fuerte persistencia de las situaciones regionales

Considérese, en principio, a la matriz de transición estimada con la distribución de los ingresos normalizados en pesos de 1993 (tabla 1). Nótese que las probabilidades de transición en la diagonal principal son relativamente elevadas. Así, si una región se encuentra en una clase determinada, la probabilidad de mantenerse en la misma clase al año siguiente es de al menos 79.6% (celda (4,4) de la matriz de transición).

Es interesante observar cómo los elementos de la diagonal principal dominan, especialmente los de las clases extremas. Estos resultados indican que ni las regiones más pobres ni las más ricas modifican su posición relativa en el tiempo. En términos de funciones de densidad, estos resultados indican que las colas de la distribución en el año final están compuestas por las mismas regiones que en el año inicial. Además, no se detectan cambios espectaculares de un año a otro. Efectivamente, el resto de probabilidades estrictamente positivas se encuentran únicamente alrededor de la diagonal³⁴.

1.2.4.2 Un débil flujo de transiciones

Para analizar la velocidad en la que las regiones se desplazan en el seno de la distribución, considérese una matriz de tiempo promedio para el primer desplazamiento M_p donde cada elemento $M_{p,ij}$ indica el tiempo esperado para que una región se traslade de la clase i a la j , por primera vez.

El apartado 2.2.2. demostró que las matrices de transición estimadas para las 2,442 áreas geoestadísticas de México son regulares. En este caso, Kemeny

³⁴ Si bien el horizonte temporal cubierto por el análisis empírico es suficientemente rico para demostrar varias propiedades de la dinámica de corto plazo en la distribución del ingreso, es justo reconocer ciertas limitaciones inherentes. En primer lugar, el periodo utilizado para la estimación de la matriz de transición puede no ser consistente con “el verdadero” equilibrio de largo plazo debido, por ejemplo, a un sesgo tanto por las crisis de los 80s y 90s como por el cambio en la política de apertura comercial a mediados de los 80s. Igualmente, las estimaciones pueden no reflejar completamente los efectos del reciente cambio en las instituciones electorales del país. Potencialmente, estos tres eventos podrían generar fuertes disturbios económicos atípicos en un equilibrio de largo plazo.

y Snell [1976, p. 79] demuestran que la matriz de tiempo promedio para el primer desplazamiento está definida como:

$$M_P = (I_K - Z + SS'Z_{dg})D \quad (14)$$

donde I_K es la matriz identidad de orden K , Z es la matriz fundamental $Z = (I_K - M + M^*)^{-1}$, M^* es la matriz límite, S es el vector suma de orden K , Z_{dg} es una matriz derivada de Z , en la que los elementos fuera de la diagonal son iguales a cero y D es una matriz diagonal de dimensiones (K, K) , donde los elementos de la diagonal principal son equivalentes a $1/m_j^*$.

La matriz de tiempo promedio de primer desplazamiento, representada en la tabla 3, permite examinar la fluidez de las transiciones. Obsérvese que los elementos de la diagonal son tiempos promedio de primer retorno, donde el primer retorno implica permanecer o regresar a una clase, luego de haberla dejado en el primer año. Por ejemplo, considérese un área geoestadística ubicada en la clase de ingreso más baja: en promedio, el número de años que le tomaría ascender a la clase inmediata superior es de poco más de 26 años. Para llegar a la clase media requeriría de más de 54 años; 106 años para alcanzar la cuarta clase y ¡dos siglos para pertenecer a la clase más rica!; en cambio, sólo son precisos cuatro años para regresar a la clase de ingresos más bajos, luego de haberla abandonado el primer año.

Es importante destacar que los movimientos ascendentes son más lentos que los desplazamientos a la baja, especialmente para las clases de ingresos más elevados; es decir: a las regiones de bajos ingresos les cuesta mucho más trabajo incrementarlos y, al mismo tiempo, difícilmente las regiones de las clases altas verán sus ingresos reducidos en el tiempo.

Tabla 3
Matriz de tiempo promedio de primer desplazamiento

<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1	2	3	4	5
	<65%	<95%	<110%	<125%	>125%
1	4.072	26.067	54.198	105.902	199.553
2	80.089	4.433	28.131	79.835	168.487
3	111.670	31.581	4.853	51.704	140.356
4	135.753	55.664	25.949	5.584	88.652
5	150.638	70.548	40.833	14.884	6.956

1.2.4.3 El equilibrio regional de largo plazo: las regiones pobres en desventaja

Como la matriz de transición es regular, convergerá hacia una matriz límite M^* de rango 1, en la que todos los renglones son iguales entre sí y equivalentes a la distribución ergódica. Ésta puede interpretarse como el equilibrio regional de largo plazo de la distribución del ingreso en el sistema regional y, por tanto, sirve para detectar las distintas formas de convergencia presentes entre las áreas geoestadísticas estudiadas en el periodo considerado³⁵.

Se determinó la distribución ergódica del ingreso calculando potencias sucesivas de las matrices de transición hasta que hubo convergencia³⁶. Los resultados se presentan en la tabla cuatro.

Tabla 4
Distribución inicial y ergódica del ingreso normalizado

Distribución	1 <65%	2 <95%	3 <110%	4 <125%	5 >125%
Inicial	0.201	0.194	0.209	0.185	0.212
Ergódica	0.264	0.227	0.210	0.142	0.157

La distribución ergódica está concentrada alrededor de la media, lo que indica cierta convergencia hacia la media. Esta concentración se debe en particular al hecho de que la proporción de regiones pertenecientes a clases de ingresos elevados se reduce en comparación con la distribución inicial. La tabla 4 evidencia de igual forma una *trampa de pobreza*. Efectivamente, las frecuencias en las dos clases de ingresos más bajos se incrementan relativamente en comparación con la distribución inicial. Este resultado señala que las regiones más pobres de México convergerán hacia un nivel de ingreso menor al de las otras regiones.

³⁵ Tres casos pueden eventualmente presentarse: si la distribución de largo plazo se reduce a una sola clase, existe convergencia regional hacia un único nivel de ingreso por habitante: en términos de funciones de densidad, este caso corresponde a una distribución unimodal del ingreso. Por el contrario, una concentración de las regiones en ciertas clases —una distribución límite multimodal— puede interpretarse como una tendencia a la estratificación hacia varios clubes de convergencia. Finalmente, una dispersión en la distribución entre las diferentes clases, sin una concentración particular de los municipios en alguna de ellas, se interpreta como divergencia.

³⁶ En este caso, se consideró a una distribución como límite cuando la desviación típica de las cuatro columnas de la matriz de probabilidad de transición fue menor a una diezmillonésima.

1.2.4.4 *Índices de movilidad en convergencia y en equilibrio*

Los resultados precedentes indican una muy magra movilidad entre clases. Para verificar estos hallazgos, se analizarán algunos índices de movilidad, que intentan sintetizar la información sobre la movilidad proporcionada por una matriz en un solo estadístico, *cf.* Shorrocks [1978], Geweke *et al.* [1986], y Maasoumi [1998]. Existen dos categorías de índices de movilidad: los que miden la movilidad durante el proceso de convergencia y los que miden la movilidad en el seno de la distribución ergódica³⁷. Para el caso mexicano, todas las medidas son muy bajas, lo que representa una muy débil movilidad entre las clases en el tiempo. Por otro lado, el segundo eigenvalor contiene información sobre el tiempo necesario para que una región reduzca la brecha que la separa del estado estacionario³⁸. Y los resultados indican que -para la matriz de transición estimada- tomaría 57 años reducir la brecha a la mitad.

Aun así, los índices de movilidad en convergencia sólo captan un aspecto de la movilidad: siempre habrá movimientos de una clase a otra cuando la distribución esté en equilibrio. Para determinar este tipo de movilidad, es conveniente analizar los índices de movilidad en el equilibrio, como la probabilidad incondicional de desplazarse de la clase actual, el índice de Bartholomew (que es el número esperado de desplazamientos de un año a otro hasta el estado estacionario) y, para dos regiones seleccionadas al azar, el tiempo promedio de primer desplazamiento, que determina el número esperado de años en los que la región 1 se traslada a la clase a la que pertenece la región 2. Para el caso mexicano, las primeras dos medidas son muy bajas, mientras que la tercera es mayor a medio siglo, indicando que, incluso en el largo plazo, el desplazamiento regional será muy raro. El cálculo de estos índices se presenta en la tabla cinco.

³⁷ Los índices de movilidad en convergencia miden la movilidad asociada a la convergencia hacia el estado estable. En otras palabras, se caracteriza de distintas formas la velocidad en la que se llega al estado regular. Estos índices se basan en los eigenvalores de la matriz de transición.

³⁸ Véase Guerrero Compeán [2005, pp. 112-115].

Tabla 5
Índices de movilidad del ingreso

Índices de movilidad en convergencia			Índices de movilidad en el equilibrio		
Prais ³⁹	Segundo eigenvalor	Determinante	Bartholomew	Probabilidad incondicional de trasladarse de clase	Tiempo promedio de primer desplazamiento
$\frac{K - tr(M)}{K - 1}$	$1 - \lambda_2 $	$1 - \det(M) $	$\sum_{i=1}^K F_i^* \sum_{j=1}^K M_{ij} i - j $	$\frac{K}{K - 1} \sum_{i=1}^K F_i^* (1 - M_{ii})$	$F^{**} M_P F^*$
0.158	0.029	0.515	1.701	0.149	55

Notas: M es la matriz de transición asociada a la distribución ergódica F^* , K es el número de clases, λ_2 es el segundo eigenvalor más elevado en valor absoluto, M_P es la matriz de tiempo promedio de primer desplazamiento.

Fuente: Shorrocks [1978], Geweke *et al.* [1986], Dardanoni [1993], Quah [1996d], Maasoumi [1998].

Los resultados obtenidos gracias al estudio de las distribuciones ergódicas, combinados con la muy débil movilidad en el periodo, implican que las regiones más pobres muy probablemente seguirán siendo pobres en el largo plazo. Estas derivaciones reiteran una polarización en la distribución regional del ingreso normalizado: hay una débil convergencia entre las regiones con ingresos muy bajos y los cercanos a la media y, por otro lado, entre las regiones sobre el promedio nacional. En otras palabras, las regiones más pobres no convergerán hacia la media.

1.3 Corolario

En este apartado, se analizó el proceso de convergencia de las 2,442 áreas geoestadísticas mexicanas aplicando la metodología de Quah [1993a, 1993b, 1996a], que consiste en estudiar la evolución de la distribución del ingreso y los cambios relativos en el posicionamiento regional al interior de esta distribución. El análisis de la forma de las funciones de densidad y del índice de polarización revelaron una persistencia de las disparidades entre las regiones mexicanas entre 1984 y 2004. Para estudiar las trayectorias de desarrollo de cada región, se estimó una matriz de transición asociada a una cadena de Markov estacionaria de primer orden. Los resultados apuntan a una muy débil movilidad entre clases y a una fuerte persistencia de las regiones a no desplazarse de la clase a la que pertenecen.

Finalmente, si las tendencias observadas se mantienen, la distribución del ingreso tenderá de manera progresiva hacia las regiones relativamente más

³⁹ Otro índice de movilidad utilizado es $I = (K - \sum_i |\lambda_i|)(n - 1)$, donde $\lambda_i = 1, \dots, K$, son los K eigenvalores de M . En este caso, este índice es equivalente al índice de Prais, pues todos los eigenvalores son reales y no negativos.

pobres. Globalmente, este fenómeno es extraordinariamente estable y persistente: no hay cambios notables en la forma exterior de la distribución, ni casos de movilidad regional importante. Estos resultados se abstraen de la información espacial de los datos. A continuación, se examina la manera en que estos hallazgos se modifican si se integra el espacio en el análisis.

2. La integración de la dimensión espacial en los procesos markovianos

Se procederá a demostrar que la dimensión espacial debe ser tomada en cuenta, si se quiere comprender de mejor manera los fenómenos de crecimiento y convergencia. Las investigaciones más recientes sobre la evolución de la distribución del ingreso han evidenciado la importancia de considerar a la autocorrelación espacial en el análisis de las trayectorias de crecimiento. (Armstrong [1995b], Fingleton [1999], López-Bazo *et al.* [1999], Rey y Montouri [1999] y Guerrero Compeán [2005])

En el caso particular del análisis de la dinámica transitoria del ingreso regional con base en las cadenas de Markov, solamente unos cuantos estudios recientes han integrado al análisis la dimensión espacial de la información. Quah [1996b] normaliza el ingreso, con el fin de apreciar en qué medida las variaciones en el ingreso de una región en el espacio, en un momento dado, pueden explicarse por el ingreso de las regiones vecinas. Rey [2001] construye cadenas de Markov espaciales, en busca de evaluar cómo las trayectorias de crecimiento de las regiones en el seno de la distribución del ingreso se ven influenciadas por la riqueza o pobreza de las regiones, ubicadas en su ambiente geográfico.

A continuación, se aplicará estos métodos a los datos referentes a las áreas geoestadísticas mexicanas; el procedimiento adoptado es el siguiente: detectar la presencia de autocorrelación espacial, presentar y adoptar las pruebas que permitan integrar la autocorrelación espacial, probando su significancia. De manera más precisa, se demostrará que la autocorrelación espacial juega efectivamente un papel importante en la transición regional a través de las clases de ingreso (§2.1.); *ergo*, se normalizarán los ingresos para evaluar su similitud entre una región y sus vecinas (§2.2.).

No obstante, esta normalización propuesta por Quah [1996b] pierde la dimensión temporal por conservar la espacial; por ello, son presentados los métodos que permiten conservar ambas dimensiones en el análisis (§2.3.) En particular, se aplicará la metodología sugerida por Rey [2001] para estimar un proceso markoviano condicionado por el espacio. Se definirá una prueba de estacionaridad espacial de las probabilidades de transición, con el fin de demostrar si el contexto geográfico afecta a las posibilidades de transición

de una clase de ingreso a otra, en las regiones mexicanas.

2.1. Los esquemas geográficos de los desplazamientos regionales

Para ilustrar la importancia potencial de los factores de localización en los esquemas de convergencia, se procederá a examinar en qué medida las regiones que han sufrido una transición hacia una clase de ingreso superior o inferior están geográficamente concentradas. Por una parte, se evaluará la amplitud de la autocorrelación espacial en las áreas geoestadísticas en México (§2.1.1.). Por otra, se demostrará que las regiones cuya clasificación en la distribución del ingreso evolucionó considerablemente entre 1984 y 2004, se encuentran aglutinadas.

2.1.1. Autocorrelación espacial y desplazamiento entre clases de ingreso

Con la finalidad de determinar si el desplazamiento de una región hacia una clase de ingreso superior o inferior está directamente relacionada con la de sus vecinas, es necesario estudiar el nivel de autocorrelación espacial en las transiciones de las áreas geoestadísticas. Considérense las figuras 5a y 5b, en las cuales se representan las 2,442 áreas geoestadísticas y sus respectivos desplazamientos: al alza y a la baja en la distribución del ingreso por habitante a pesos constantes⁴⁰.

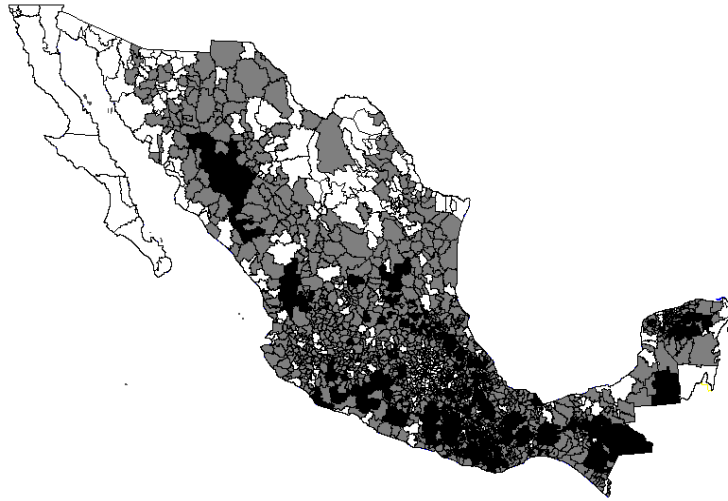
En 2004, 669 áreas geoestadísticas se encontraban en una clase de ingreso menor a la que tenían en 1984, mientras que 516 mejoraron su posicionamiento. La mayoría de las regiones que se desplazaron a la baja se ubican en Oaxaca y Chiapas y, por el contrario, toda la Península de Baja California prosperó en su clasificación regional. Visualmente, es apreciable que las regiones del Norte del país, en detrimento de un buen número de áreas geoestadísticas del Sur, se beneficiaron del reacomodo de clases (cf. figura 5b).

Debe resaltarse que estos resultados corresponden a concentraciones espaciales con aceleradas y magras tasas de crecimiento⁴¹.

⁴⁰ Para fines de representación nacional en los mapas aquí presentados, la información está en proyección cónica conforme de Lambert con paralelo base 14°N, primer paralelo estándar 17°30'N, segundo paralelo estándar 29°30'N, meridiano central 102°W y elipsoide 1866.

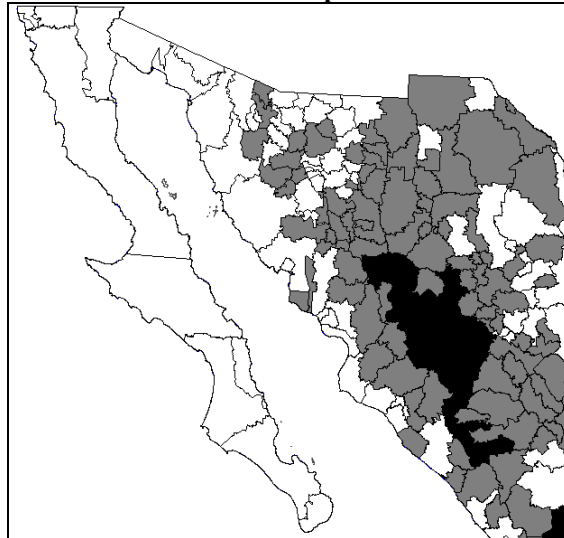
⁴¹ Véase Organización de las Naciones Unidas, Índice de Desarrollo Humano Municipal, *Nota técnica: Estimación del ingreso a nivel municipal*, 2004.

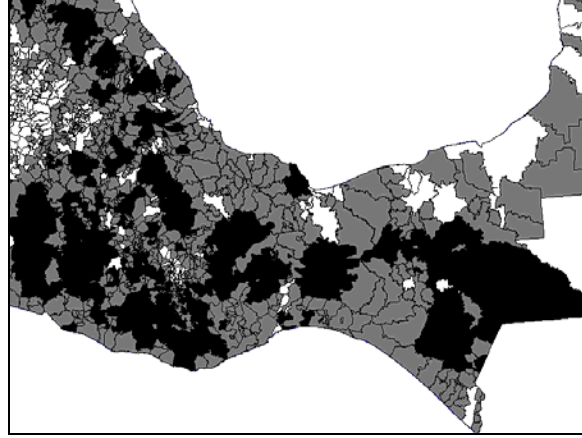
Figura 5a
**Desplazamiento de clases de las áreas geoestadísticas de México,
1984-2004**



Nota: Las regiones en negro retrocedieron en su clasificación; aquéllas en blanco mejoraron su posición y las sombreadas en gris no registraron desplazamientos.

Figura 5b
**Grandes contrastes: la península de baja California y el Istmo de
Tehuantepec**





Nota: Las regiones en negro retrocedieron en su clasificación; aquéllas en blanco mejoraron su posición y las sombreadas en gris no registraron desplazamientos.

Si bien estos resultados reflejan un esquema espacial asociado a los desplazamientos de las áreas geoestadísticas entre las clases de ingreso, una simple impresión visual no es evidencia definitiva y, por tanto, es preciso realizar pruebas formales de autocorrelación espacial. La autocorrelación espacial de los desplazamientos regionales a clases superiores de ingreso se evalúa con base en la prueba *NN*, que contrasta la hipótesis de autocorrelación espacial para variables dicotómicas cualitativas, *cf.* Cliff y Ord [1981].

En este caso,

$$NN = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j w_{ij}^* (\delta_i \delta_j) \quad (15)$$

donde w_{ij}^* es un elemento de la matriz ponderada no estandarizada W , $\delta_i = 1$ si la región i se desplaza hacia la parte superior de la distribución y $\delta_i = 0$ si lo hace hacia el extremo inferior.

Así, el estadístico *NN* es un indicador del grado de vinculación entre dos regiones vecinas, con base en la definición de vecindad de la matriz ponderada⁴². Para construir la matriz ponderada W , debe considerarse la distancia esférica en kilómetros entre el centroide del área geoestadística i y

⁴² La inferencia estadística de esta prueba se basa en una permutación aleatoria de las regiones en el mapa.

el centroide del área j :

$$d_{ij} = 6378 * \arccos \left\{ \cos |Y_i - Y_j| * \cos X_i * \cos X_j + \sin X_i * \sin X_j \right\} \quad (16)$$

donde X_i es la latitud del centroide de la región i , Y_i la longitud del centroide de la región i , X_j es la latitud del centroide de la región j y Y_j la longitud del centroide de la región j ⁴³. Siguiendo a Pace y Barry [1997b], Pinkse y Slade [1998] y Baller *et al.* [2001], y utilizando la forma de matrices ponderadas de las distancias invertidas, se define su forma general:

$$\begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 \Leftrightarrow i = j \forall k \\ w_{ij}^*(k) = 1/d_{ij}^2 \Leftrightarrow d_{ij} \leq D(k), k = 1, 2, 3. \\ w_{ij}^*(k) = 0 \Leftrightarrow d_{ij} > D(k) \end{cases} \quad (17)$$

donde $D(1) = Q_1$, $D(2) = Q_2$ y $D(3) = Q_3$, los que son, respectivamente: el primer cuartil, la mediana y el tercer cuartil de la distribución de las distancias entre todos los centroides de las regiones de la muestra. Según el análisis topográfico, en el caso de las 2,442 áreas geoestadísticas de México, $D(1) = 808$ kms., $D(2) = 1,619$ kms. y $D(3) = 2,427$ kms.

La robustez de los resultados será evaluada para $k = 1, 2$ y 3 ⁴⁴. Las probabilidades críticas asociadas para las tres matrices ponderadas, se presentan en la tabla 6. Nótese que la hipótesis nula de ausencia de correlación espacial es rechazada de manera contundente, invariablemente si el desplazamiento regional es hacia una clase de ingreso superior o inferior.

⁴³ Para calcular las distancias de las unidades de observación topográfica del territorio nacional, se utilizaron los datos vectoriales de la plataforma de Información Referenciada Geoespacialmente Integrada en un Sistema del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.

⁴⁴ Se consideraron a la vez matrices de 10, 15 y 20 vecinos más cercanos, $W(10)$, $W(15)$ y $W(20)$, pero los resultados fueron invariables.

Tabla 6
**Valores críticos de la prueba de autocorrelación espacial.
Desplazamiento dentro de la distribución del ingreso**

	Desplazamiento hacia arriba	Desplazamiento hacia abajo
W(1)	0.0009	0.0052
W(2)	0.0164	0.0011
W(3)	0.0282	0.0112

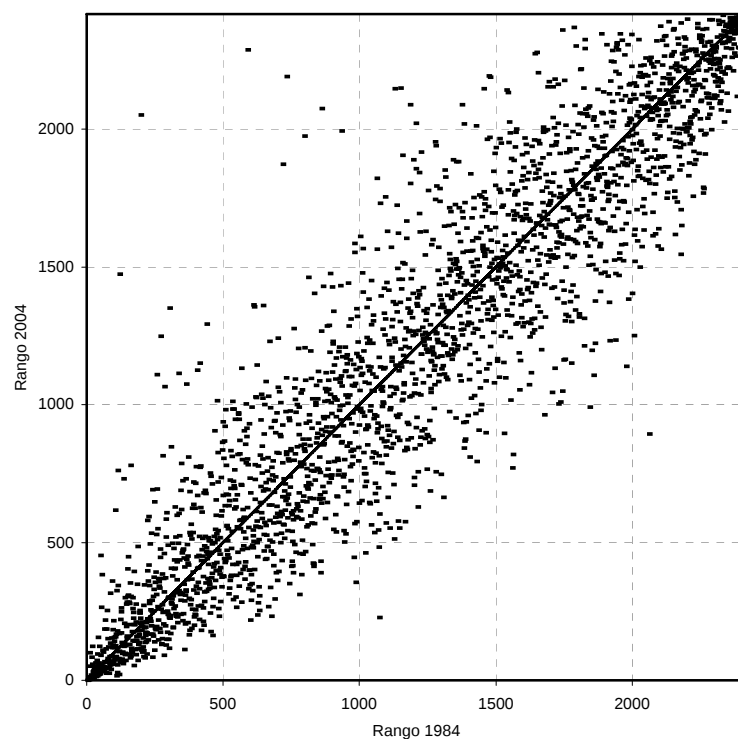
Con el propósito de refinar el análisis, se determinará si estos resultados se confirman al trabajar con la evolución de los rangos ocupados por las regiones en la distribución.

2.1.2. Autocorrelación espacial y clasificación regional

En el análisis de las cadenas de Markov, la movilidad regional solamente es visible cuando las áreas geoestadísticas se desplazan de una clase de ingreso a otra. Para considerar de manera más amplia la movilidad de las regiones en la distribución del ingreso, se considerará la clasificación de las áreas geoestadísticas entre 1984 y 2004.

La figura seis representa la clasificación regional en 2004, en función de la clasificación en 1984. Cuando una región se encuentra sobre la línea de 45°, su jerarquía empeora dentro de la distribución y por el contrario, si se ubica por debajo, habrá mejorado su posicionamiento. Mientras más se desvíe una región de la diagonal imaginaria, más se habrá modificado su clasificación en el seno de la distribución entre 1984 y 2004.

Figura 6
**Clasificación de las áreas geoestadísticas en función de su ingreso por
habitante en 1984 y 2004**



Con base en la información de la figura seis, se calculó la desviación típica de la serie de cambios de clasificación entre 1984 y 2004 (clasificación de 2004 menos clasificación 1984), y se obtuvo un resultado de 258.3. Considerando únicamente a las regiones cuya posición se modificó en más de una desviación típica, se concluyó que 309 áreas geoestadísticas sufrieron de un desplazamiento a la baja, principalmente aquéllas de los estados de Guerrero, Oaxaca, Chiapas, Michoacán y Puebla.

La tabla siete (7) muestra las probabilidades críticas de la prueba de autocorrelación de los cambios en la clasificación regional. Nuevamente, la hipótesis nula fue contundentemente rechazada en todos los casos.

Tabla 7
Valores críticos de la prueba de autocorrelación espacial. Clasificación regional dentro de la distribución del ingreso

	Desplazamiento hacia arriba	Desplazamiento hacia abajo
W(1)	0.0005	0.0089
W(2)	0.0012	0.0024
W(3)	0.0980	0.1012

Los resultados presentados en esta sección han demostrado que el considerar a las regiones y a sus posiciones relativas dentro de la distribución del ingreso como si fueran geográficamente independientes, es incorrecto. Es preciso mostrar cómo se puede tomar en cuenta -de manera explícita- la autocorrelación espacial, en el análisis de la dinámica de transición de los ingresos de las áreas geoestadísticas.

2.2. Normalización espacial

Para determinar cuáles son los factores que permiten explicar las características de las curvas de densidad y de la matriz de transición, Quah [1996b] sugiere normalizar los ingresos por habitante. La idea general del procedimiento de normalización es estudiar la manera en la que el ingreso per cápita de una región sigue la trayectoria de un grupo de regiones que evolucionan de manera similar.

Quah [1996b] propone dos referencias posibles: el criterio geográfico (regiones vecinas) y el criterio nacional (todas las regiones de un país). Los resultados de su estudio indican que los factores geográficos son más importantes que los nacionales, al momento de explicar la dinámica de la desigualdad del ingreso entre las áreas geoestadísticas de México.

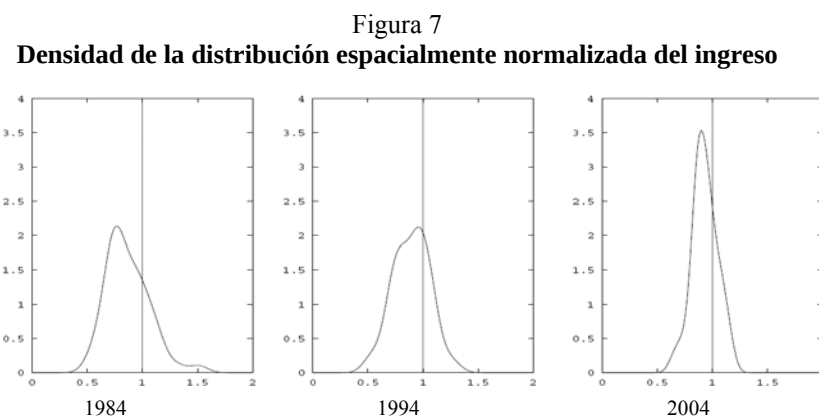
Se adoptará un criterio de normalización geográfica con base en la noción de vecindad al construirse la serie de los ingresos por habitante, relativos a la media de sus vecinos. Esta serie, llamada normalización regional, se define como la razón del ingreso per cápita de una región sobre el ingreso per cápita de sus vecinos. La noción de vecindad se introduce vía matrices ponderadas estandarizadas:

$$w_{ij} = \frac{w_{ij}^*}{\sum_j w_{ij}^*} \quad (18)$$

Formalmente, si y es el vector del ingreso por habitante de las áreas geoestadísticas, la media ponderada de los ingresos de las áreas vecinas está dado por el vector de desplazamiento espacial W_y . La serie de ingresos normalizados se obtiene al dividir cada uno de los 2,442 elementos y entre W_y . Quah [1996b, p. 955] sugiere interpretar a la serie de los ingresos relativos a la media del de sus vecinos como la parte no explicada por los factores de localización física. Por lo tanto, si la localización física explica todo, “lo que queda” en la serie es muy pequeño o incluso podría desaparecer. Por el contrario, si la localización física no explica nada, lo que queda en la serie es muy cercano a la serie inicial. Gracias a esta nueva serie, se analizará si las externalidades generadas por el contexto geográfico regional influyen tanto en la posición de un área geoestadística dentro de la distribución del ingreso como en la evolución de este posicionamiento. Se construirán curvas de densidad (§2.2.1.) y se estimará una matriz de transición normalizadas espacialmente (§2.2.2.)⁴⁵

2.2.1. Normalización espacial y riqueza en las economías regionales

Las curvas de densidad de la distribución del ingreso por habitante relativo a la media de las regiones vecinas para los años 1984, 1994 y 2004 se representan en la figura siete.



Fuente: Cálculos propios con base en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y el Consejo Nacional de Población.

De acuerdo con la figura siete y a diferencia de 1984, tanto en 1994 como en 2004, la mayor parte de la distribución está simétricamente alrededor de la

⁴⁵ Los resultados que a continuación se presenta, hacen referencia a la matriz de distancia $W(1)$.

media. En comparación con las densidades calculadas en la figura dos, se observa que el segundo pico, cuyo centro es 1.5 veces la media nacional, desapareció. En consecuencia, el desempeño de una región está claramente explicado por el de sus vecinas. Sobre una base de datos distinta, estos resultados coinciden con los de Magrini [1999] y Cheshire y Magrini [2000].

2.2.2. Normalización espacial y dinámica de transición

Las matrices de transición espacialmente normalizadas propuestas por Quah [1996b] reflejan, por una parte, la distribución de los ingresos relativos a la media nacional y, por otra, la distribución de los ingresos relativos a la media de las regiones vecinas. La interpretación de los elementos de la nueva matriz de transición permite establecer: *las transiciones entre dos distribuciones diferentes en un mismo punto en el tiempo*. Se trata, efectivamente, de una representación distinta de la que fue presentada en la matriz de transición de la tabla uno (1), donde se establecieron *las transiciones en la misma distribución entre dos puntos en el tiempo diferentes*. En este caso, Quah [1996b] califica a las transiciones estimadas como “interdistribucionales” para un año dado. La pregunta obligada consiste en, saber: si la variación en el ingreso en el espacio mexicano, en un punto en el tiempo dado, puede ser explicada por la normalización del ingreso por habitante de las regiones vecinas.

Formalmente, sea p_{ik} la probabilidad de ubicarse simultáneamente en la clase i de la distribución del ingreso relativo a la media nacional (distribución 1) y en la clase k de la distribución del ingreso relativo a la media de las regiones limítrofes (distribución 2) en el periodo t . Así, el estimador del elemento p_{ik} de una matriz de transición normalizada se define, como:

$$\hat{p}_{ik} = \frac{n_{ik}}{n_i} \quad (19)$$

donde n_{ik} es el número total de regiones que está en la clase i de la distribución 1 en el año t y en la clase k de la distribución 2, también en t y n_i el número total de regiones en la clase i en los 21 años: $n_i = \sum_k n_{ik}$.

Considérese la tabla ocho (8), que representa la matriz espacialmente normalizada de la distribución del ingreso por habitante, en pesos de 1993. Un total de 10,452 ocurrencias de regiones tienen un ingreso por habitante inferior al 65% de la media nacional para un año dado. Solamente un 9.1% de estas regiones poseen un ingreso per cápita inferior al 65% de la media de

sus regiones vecinas, en el mismo año. La mayoría de estas regiones (51.1%) posee un ingreso por habitante entre el 65% y el 95% de la media de sus vecinas.

Tabla 8
Matriz de transición del ingreso espacialmente normalizado

<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1 <65%	2 <95%	3 <110%	4 <125%	5 >125%	Número de observaciones
1	0.091	0.511	0.251	0.131	0.016	10,452
2	0.000	0.641	0.277	0.049	0.033	9,894
3	0.000	0.682	0.256	0.056	0.006	10,800
4	0.000	0.461	0.443	0.073	0.023	9,221
5	0.000	0.121	0.385	0.228	0.226	10,915

Si el contexto regional no importara y, por tanto, no hubiera transmisión de externalidades en el espacio, cada región podría considerarse como una isla independiente de sus vecinas. En este caso, la matriz de transición debería ser equivalente a la matriz identidad, *cf.* Quah [1996b]⁴⁶. Por el contrario, si la normalización espacial explicara todas las variaciones del ingreso por habitante de las regiones, todos los elementos de la tercera columna deberían ser iguales a uno (1), pues se trata de la columna asociada a la clase donde se ubica la media nacional.

Para las áreas geoestadísticas de México, ninguno de estos dos casos es pertinente. En particular, los elementos de la diagonal principal son, sin excepción, particularmente muy bajos. Solamente la celda (2,2) es igual a 64.1%. La normalización espacial explica, por tanto, una parte importante de la variación del ingreso regional. Este resultado coincide con los hallazgos de Quah [1996b]. Pareciera que los efectos de desbordamiento geográfico son un factor importante en la dinámica de la desigualdad regional en México.

La normalización espacial permite captar el papel de la dimensión geográfica en la variación del ingreso regional. Aun así, el lector debe recordar que las matrices de transición solamente representan “transiciones” entre dos distribuciones de ingresos relativos para un año dado y no desplazamientos en el tiempo. Las matrices de Markov que se presentan a continuación tienen por objetivo tomar en cuenta de manera explícita al espacio, sin detrimento de la dinámica temporal de la evolución de los

⁴⁶ “If conditioning explained nothing (...), these transition probability matrices should be the identity matrix: the distributions are invariant and, in addition, no intradistribution movements occur”, p. 956.

ingresos regionales en México.

2.3 Dinámicas espaciales y temporales de las disparidades regionales

Son dos los métodos que permiten estudiar los efectos de dependencia espacial conservando a la vez información sobre la dinámica temporal de las transiciones. El primero consiste en estimar una matriz de transición temporal utilizando exclusivamente la distribución de los ingresos relativos a la media de las regiones limitrofes (§2.3.1.), mientras que el segundo se apoya en la construcción de cadenas de Markov espaciales (§2.3.2.)

2.3.1 Análisis de las transiciones temporales con normalización regional

Se estimará una matriz de transición de un año a otro entre 1984 y 2004 en la que el ingreso por habitante de un área geoestadística no sea relativo al de la media nacional, sino al de la media de las áreas vecinas. La fórmula utilizada para estimar las transiciones de esta matriz es similar a la de la ecuación diez (10). Los resultados de este procedimiento se presentan en la tabla nueve (9).

Al examinarse el primer renglón de la matriz, se observará que hay 967 ocurrencias de regiones con un ingreso por habitante menor al 65% de la media de sus vecinas al iniciar el periodo. En el 73.2% de los casos, el ingreso de estas regiones se mantuvo inferior al 65% de la media de sus vecinas en el periodo siguiente. Por el contrario, en el 26.8% de los casos, estas regiones lograron desplazarse a la clase de ingreso inmediata superior al final del año.

Tabla 9
Matriz de transición del ingreso relativo a la media de las regiones vecinas

<i>Final</i> <i>Inicial</i>	1 <65%	2 <95%	3 <110%	4 <125%	5 >125%	Número de observaciones
1	0.732	0.268	0.000	0.000	0.000	967
2	0.007	0.930	0.063	0.000	0.000	23,146
3	0.000	0.101	0.866	0.033	0.000	15,855
4	0.000	0.000	0.101	0.851	0.048	5,380
5	0.000	0.000	0.000	0.068	0.932	3,492

Si se compara la tabla 9 con la tabla 1 (calculada con una normalización con

base en la media nacional), es posible observar que, sin alterar los límites de las clases, las colas de la distribución son más pequeñas. De tener 10,798 observaciones en la clase de ingresos más bajos y otras 10,074 en las de ingresos más elevados, ahora solamente se advierten 967 y 3,492 ocurrencias, respectivamente. En efecto, las clases medias ahora son más importantes y concentran a casi todas las regiones. Este resultado sugiere que, globalmente, las regiones geográficamente cercanas evolucionan de la misma manera y no presentan trayectorias de crecimiento distintas: se presenta nuevamente evidencia de un fenómeno de autocorrelación espacial positiva importante entre las áreas geoestadísticas de México.

Las excepciones a este fenómeno son las regiones que son mucho más pobres que sus vecinas en todo el periodo, es decir, aquellas áreas geoestadísticas que se ubican en la celda (1,1) de la matriz de transición: se trata esencialmente de San Simón Zahuatlán, Coicoyán de las Flores, Santos Reyes Yucuná, San Lorenzo Texmelucan, Santiago el Pinar, Metlatónoc y otras regiones de Oaxaca, Chiapas y Guerrero. Las otras excepciones son las regiones que son mucho más ricas que sus vecinas y que se encuentran en la celda (5,5): se trata principalmente de las áreas geoestadísticas del Distrito Federal y Nuevo León (Benito Juárez, San Pedro Garza García, Miguel Hidalgo, Coyoacán, San Nicolás de los Garza, Cuauhtémoc) y de municipios capitales (Monterrey, Querétaro, Cuernavaca, Chihuahua).

A primera vista, la normalización regional indica una convergencia más importante que la normalización nacional. Empero, normalizar sobre la media de las regiones vecinas arroja información sobre la convergencia local (o intrarregional) y, por consecuencia, integra el papel del espacio en el análisis, pero no permite estudiar la posición de las regiones en la distribución en cortes transversales del ingreso por habitante. En otras palabras, esta metodología no permite analizar la convergencia interregional.

2.3.2 *Cadenas de Markov espaciales*

Para estudiar de manera simultánea las dinámicas espacial y temporal, Rey [2001] propone construir una matriz de Markov espacial que, por un lado, permita estudiar el rol de la localización geográfica en la dinámica de la distribución del ingreso en el tiempo y, por otro, analizar el proceso de convergencia interregional. El proceso de construcción de la matriz de transición espacial se basa en una descomposición espacial de la matriz de transición tradicional, con el fin de obtener probabilidades de transición espaciales (§2.3.2.1.) La significancia del vínculo entre la probabilidad de una región que transita de una clase de ingreso a otra y su contexto geográfico es probada al comparar las probabilidades espaciales con las probabilidades de transición tradicionales en el año inicial (§2.3.2.2.) Si los

efectos de dependencia del contexto geográfico se confirman, será posible apreciar en qué medida las trayectorias de las regiones están condicionadas por la riqueza de sus vecinas (§2.3.2.3.)

2.3.2.1 Descripción de la matriz de Markov espacial

Para construir la matriz de transición espacial, la matriz de Markov tradicional (tabla 1) se ve modificada de tal suerte que las probabilidades de transición en el tiempo para una región están condicionadas por la clase donde se ubica la media del ingreso de las regiones vecinas al inicio del año. En otros términos, la matriz de transición espacial es una matriz tradicional de dimensión (K, K) descompuesta en K submatrices normalizadas de dimensión (K, K) . En este caso, $K = 5$.

Formalmente, si se considera la k -ésima submatriz normalizada, un elemento $p_{ij}(k)$ de esta matriz representa la probabilidad de que una región perteneciente a la clase i en el periodo $t - 1$ se ubique en la clase j en el periodo siguiente, dado que la media del ingreso de sus regiones vecinas se encontraba en la clase k en el periodo $t - 1$. El estimador de un elemento $p_{ij}(k)$ de la matriz de transición normalizada se define como:

$$\hat{p}_{ij}(k) = \frac{n_{ij}(k)}{n_i(k)} \quad (20)$$

donde $n_{ij}(k)$ es el número total de regiones que se ubica en la clase i en el periodo $t - 1$ y en la clase j en el periodo siguiente, dado que la media del ingreso de sus vecinas se encontraba en la clase k en el periodo $t - 1$. El término $n_i(k)$ representa el número total de regiones que se encuentran en la clase i , dado que la media del ingreso de sus regiones vecinas se encontraba en la clase k en el periodo $t - 1$ en las $T = 20$ transiciones anuales, es decir, $n_i(k) = \sum_j n_{ij}(k)$.

La matriz de transición espacial permite, por una parte, estudiar las transiciones temporales de las regiones a través de las clases de ingreso por habitante y, por otra, analizar la correlación entre la trayectoria de estas transiciones y el contexto geográfico de cada región. En otras palabras, la matriz de transición espacial señala la probabilidad de que una región dada sufra desplazamientos entre las clases en el seno de la distribución del ingreso relativo, dados los desplazamientos pasados de sus regiones vecinas dentro de la distribución.

En este caso que comprende cinco clases de ingresos, la primera clase (1)

contiene a las regiones pobres, la tercera (3) a las medianas y la quinta (5) a las regiones ricas. Así, si $p_{35} > p_{35}(1)$, la probabilidad de un desplazamiento de una región en la clase media hacia la clase de ingreso más alta, sin considerar a las regiones vecinas, es superior a la probabilidad de que esta misma región, cuyos vecinos pertenecen a la clase más baja de ingresos, se traslade a la clase más elevada de ingresos. Igualmente, si $p_{13} < p_{13}(5)$, una región pobre con vecinos ricos tiene una mayor probabilidad de desplazarse hacia una clase de ingresos superior que las regiones pobres en general.

Gracias a esta matriz de transición espacial, también es posible examinar la influencia –positiva o negativa– de las regiones vecinas sobre las transiciones de una región⁴⁷.

Si la transmisión de externalidades entre las regiones no tuviera ninguna relevancia, las probabilidades condicionales deberían ser iguales a las probabilidades iniciales:

$$p_{ij}(1) = p_{ij}(2) = p_{ij}(3) = p_{ij}(4) = p_{ij}(5) = p_{ij}, \forall i, j = 1, 2, 3, 4, 5. \quad (21)$$

Esta igualdad es objeto de la prueba que se define a continuación.

2.3.2.2 *Prueba de estacionaridad espacial*

En este apartado, se definirá una prueba para contrastar la hipótesis de independencia de las probabilidades de transición en el espacio. En otros términos, el objetivo es sugerir un procedimiento que permita probar si las probabilidades de transición espaciales son estadísticamente iguales entre sí y equivalentes a la matriz de transición espacial.

Formalmente, el procedimiento conduce a probar las restricciones de la ecuación 21. Bajo la hipótesis nula, las probabilidades de transición de una región no dependen de las regiones vecinas y pueden estimarse con base en la ecuación (diez) 10. En cambio, bajo la alternativa, las distintas probabilidades de transición, dependientes del desplazamiento espacial, deben ser estimadas con base en la ecuación 20. El estadístico de la razón de verosimilitud se define, por tanto, como:

⁴⁷ Dicho de otra forma, se estudia la influencia de la auto correlación espacial, evidenciada por las diferencias que existen entre los valores de las transiciones iniciales incondicionales, calculados en la primera sección (tabla 1) y los valores de las distintas transiciones condicionales.

$$Q_2 = -2 \log \left\{ \prod_{k=1}^K \prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^K \left[\frac{\hat{p}_{ij}}{\hat{p}_{ij}(k)} \right]^{n_{ij}(k)} \right\} \quad (22)$$

donde K es el número de clases en la distribución ($K = 5$), $\hat{p}_{ij}$ es la estimación estacionaria de la ecuación 10, $\hat{p}_{ij}(k)$ es la probabilidad estimada de que una región perteneciente a la clase i en el periodo $t - 1$ se ubique en la clase j en el periodo t , dado que sus regiones vecinas se ubicaron en la clase k en $t - 1$ y $n_{ij}(k)$ es el número total de regiones. Q_2 se distribuye asintóticamente como una χ^2 con $K(K-1)^2$ grados de libertad.

2.3.2.3 Externalidades, impacto de la geografía y convergencia de las áreas geoestadísticas en México

La matriz de transición espacial estimada para las 2,442 áreas geoestadísticas de México se presenta en la tabla diez (10). Obsérvese, por ejemplo, que las regiones más ricas se ven negativamente afectadas cuando se encuentran rodeadas de regiones pertenecientes a la clase de ingresos más bajos: la probabilidad de descender una clase se incrementa cuando el ingreso por habitante de las regiones vecinas disminuye. En promedio, las regiones pertenecientes a la quinta clase de ingreso descienden a la cuarta con una probabilidad de 7.3% [celda (5,4) de la tabla 1]. Por el contrario, si estas regiones están rodeadas por otras regiones ricas, la probabilidad de descender es de 5.4%. Si las regiones vecinas son menos ricas (por ejemplo, la de la clase 3), la probabilidad se incrementa a 13.3%. Asimismo, las regiones más pobres se ven negativamente afectadas si están situadas cerca de otras regiones pobres. Así, la probabilidad de que una región pobre se traslade a la clase de ingreso inmediato superior, ignorando el contexto regional, es de 4.1% [celda (1,2) de la tabla 1]; mientras que apenas es de 1.1% si se considera que está rodeada de regiones igualmente pobres. Por el contrario, la probabilidad aumenta a 26% si esta región está rodeada de regiones con mejores ingresos.

Se aplicó la prueba de estacionaridad espacial para comprobar que las diferencias observadas entre las probabilidades de transición espaciales son significativas. Recuérdese que la presencia de elementos nulos en la matriz de transición inicial y en las diferentes submatrices conducen a ajustar los grados de libertad, por lo que -en este caso- el número de grados de libertad es igual a 26. Se obtiene que $Q_2 = 93.87$ y, por tanto, la probabilidad crítica (valor de p) es inferior a 0.0001. Este resultado indica que las externalidades generadas por el contexto geográfico de una región influyen de manera

notable sobre su trayectoria de crecimiento y sus desplazamientos dentro de la distribución del ingreso.

Tabla 10
**Cadena de markov espacial, por clase de ingreso de las áreas
 geoestadísticas colindantes**

Clase de ingreso de las regiones vecinas	Final Inicial	1	2	3	4	5	Distribución inicial
		<65%	<95%	<110%	<125%	>125%	
1	1	0.989	0.006	0.000	0.000	0.000	0.943
	2	0.182	0.818	0.000	0.000	0.000	0.057
	3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	1	0.740	0.260	0.000	0.000	0.000	0.152
	2	0.063	0.895	0.042	0.000	0.000	0.724
	3	0.000	0.227	0.682	0.091	0.000	0.067
	4	0.000	0.000	0.182	0.818	0.000	0.033
	5	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.024
3	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.776	0.224	0.000	0.000	0.269
	3	0.000	0.154	0.832	0.014	0.000	0.574
	4	0.000	0.000	0.125	0.792	0.083	0.096
	5	0.000	0.000	0.000	0.133	0.867	0.060
4	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.889	0.111	0.000	0.000	0.083
	3	0.000	0.038	0.856	0.106	0.000	0.320
	4	0.000	0.000	0.131	0.799	0.070	0.329
	5	0.000	0.000	0.000	0.097	0.903	0.269
5	1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.000	0.789	0.211	0.000	0.000	0.042
	3	0.000	0.100	0.733	0.167	0.000	0.133
	4	0.000	0.000	0.105	0.789	0.105	0.294
	5	0.000	0.000	0.000	0.054	0.946	0.531

Para apreciar de mejor manera la información contenida en la cadena de Markov espacial, se estudió la relación entre la dirección de la transición de una región dentro de la distribución del ingreso por habitante y del ingreso

por habitante de sus vecinos, considerando tres tipos de trayectorias: transición a la alza, estado estacionario y transición a la baja. Estos resultados se presentan en la tabla (once) 11. El lector encontrará en esta tabla la probabilidad de una transición particular (alza, estacionario, baja) de una región condicionada por la clase donde se encontraba la media del ingreso por habitante de sus regiones vecinas al comienzo del periodo (más pobre, idéntica, más rica).

Considerando la matriz de distancia, es posible notar que la probabilidad de descender o ascender es distinta según el contexto regional. Por ejemplo, la probabilidad de que una región se desplace a una clase superior es de 14.2% si está rodeada de regiones ricas, mientras que sólo es de 1.4% si está rodeada de regiones pobres. Por el contrario, la probabilidad de que ocurra una transición a la baja es más de dos veces superior cuando las regiones están rodeadas de vecinos pobres que cuando están rodeadas por ricos.

Para verificar esta información, se procedió a efectuar una prueba de independencia entre el tipo de transición de la región y la clase de ingreso de sus regiones vecinas. Formalmente, sea X la variable aleatoria discreta que representa el tipo de transición de la región (alza, estacionaria, baja) y Y la variable aleatoria discreta que representa la clase en la que se ubica la media ponderada de los ingresos por habitante de las regiones vecinas (más rica, idéntica, menos rica). El objetivo es saber si estas dos variables son independientes, es decir:

$$H_0 = \{\forall i, j : P[(X = i) \cap (Y = j)] = P(X = i)P(Y = j)\} \quad (23)$$

Bajo H_0 , el estadístico de prueba es:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \frac{(n_{ij} - NQ_{ij})^2}{NQ_{ij}} \quad (24)$$

donde n_{ij} es el número de regiones que se encuentra en la celda (i,j) durante las veinte transiciones, $N = 48,840$ y Q_{ij} se define como:

$$Q_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^3 n_{ij}}{N} \cdot \frac{\sum_{j=1}^3 n_{ij}}{N} \quad (25)$$

Este estadístico se distribuye como una χ^2 con cuatro grados de libertad. Los valores de los estadísticos y las probabilidades críticas (entre paréntesis)

se presentan en la tabla once (11). Todos los estadísticos conducen al rechazo de la hipótesis nula de independencia entre el tipo de transición que sufre una región y el contexto geográfico en el que se ubica. Consecuentemente, las trayectorias económicas de las regiones se caracterizan por una forma de bloqueo geográfico.

Tabla 11
Probabilidades de transición condicionales dada la clase de ingreso de las regiones vecinas

	Clase de ingreso de las regiones vecinas	N	Movimiento			Prueba de χ^2
			Baja	Estacionario	Alza	
W(1)	más pobre	6,536	0.119	0.866	0.014	182.16 (0.000)
	idéntica	28,360	0.065	0.909	0.026	
	más rica	13,944	0.047	0.810	0.142	
W(2)	más pobre	6,701	0.116	0.873	0.011	142.85 (0.000)
	idéntica	26,779	0.068	0.907	0.025	
	más rica	15,360	0.045	0.820	0.135	
W(3)	más pobre	7,055	0.114	0.876	0.010	123.05 (0.000)
	idéntica	25,411	0.073	0.903	0.024	
	más rica	16,374	0.037	0.833	0.130	

2.4 *Corolario*

En este apartado se demostró que las externalidades generadas por los factores geográficos constituyen un componente importante en la explicación de las trayectorias de crecimiento de las regiones mexicanas en el seno de la distribución del ingreso. En comparación con los análisis de la primera parte que no integran al espacio, los resultados aquí presentados subrayan la relevancia de la localización geográfica. Por ejemplo, un sesgo progresivo hacia una trampa de pobreza posee una explicación eminentemente espacial, pues las regiones pobres están negativamente influenciadas al estar rodeadas por otras regiones pobres. Igualmente, los vecinos ricos tienen tendencia a “impedir” que sus regiones vecinas desciendan en su jerarquía. La ausencia relativa de movilidad dentro de la distribución puede explicarse por concentraciones espaciales persistentes de regiones con ingresos por habitante muy elevados o muy bajos. Generalmente, dentro de la perspectiva de convergencia interregional, las cadenas de Markov espaciales indican que los cambios de posición relativa en la distribución en corte transversal están fuertemente restringidos por el entorno geográfico.

Conclusión

La mediocre coyuntura económica de los últimos veinte años se resintió en un buen número de regiones mexicanas, principalmente en aquellas especializadas en el sector primario y que están ubicadas en el Sur del país, dentro del periodo: hubo un crecimiento del ingreso por habitante prácticamente despreciable y, las disparidades apenas si se redujeron.

Los resultados pudieron ser más alentadores. Sin embargo, México no ha elaborado una política que junto al objetivo de reducción de disparidades en materia de productividad, inversión y desarrollo, considere el espacio geográfico como un determinante del crecimiento regional.

Esta investigación destaca que la concentración geográfica de las regiones es susceptible a la autocorrelación espacial así como a la polarización del ingreso. Teóricamente, la tesis de geografía-crecimiento que plantean los modelos de economía geográfica que desarrolla Krugman [1991a, 1991b], precisa los vínculos entre los esquemas geográficos y el crecimiento económico.

Las disparidades geográficas y sus modos de formación indudablemente interactúan con el proceso de crecimiento. Por tanto, resulta imperativo tomar en cuenta los fenómenos de heterogeneidad espacial y diferenciación de regímenes geográficos, que en el caso de México se presentan como una dualidad entre un Norte próspero y un Sur rezagado.

El conjunto de resultados confirma que los esquemas de repartición espacial del ingreso no son neutros, pues condicionan los procesos de evolución de las disparidades económicas; efectivamente, la organización espacial es el resultado histórico de tendencias sociales, del desarrollo tecnológico, del comportamiento de las fuerzas del mercado y de la intervención del gobierno a través de su acción sectorial.

Como se demostró en esta investigación, la interacción de estos factores resulta incongruente y compromete el desarrollo territorial. La política regional mexicana debe contribuir a resolver estas contradicciones integrando las políticas sectoriales que permitan una visión coherente de largo plazo, para guiar la intervención pública y privada en el proceso de desarrollo local, regional y nacional.

En este sentido, una efectiva política regional tiene que complementar la intervención del estado y optimizar el aprovechamiento del potencial de cada

territorio y, a la vez, reducir las disparidades entre ellos, a través de un desarrollo que:

- a) Reconozca la fortaleza de las regiones y sus oportunidades.
- b) Reconcilie los objetivos de eficiencia económica, cohesión social y equilibrio ecológico.
- c) Se base en la rendición de cuentas y el fortalecimiento de los mecanismos de gobernabilidad territorial.

El reconocimiento de las particularidades de cada territorio y la identificación realista de su potencial sientan las bases para instrumentar acciones de gobierno en el territorio. Como consecuencia, y considerando los resultados que arrojó esta investigación, una política regional *ad hoc* al contexto nacional deberá basarse en cuatro puntos:

- a) Propiciar la convergencia económica mediante las externalidades generadas por los sectores productivos en las áreas geoestadísticas de México.
- b) Dada la existencia de un efecto de aglutinamiento regional, alentar directrices de políticas que estimulen la innovación tecnológica.
- c) Impulsar la creación de nuevos polos de desarrollo económico para desahogar a las grandes metrópolis y generar empleo y nuevas inversiones en zonas limítrofes que puedan recibir externalidades positivas de los otros polos del país.
- d) Velar por un desarrollo armonioso y equilibrado en el conjunto de las regiones mexicanas para consolidar la cooperación territorial en el país y propiciar la transmisión más intensa de externalidades.

Varios análisis que han sido llevados a cabo en este documento, deben ser profundizados en investigaciones posteriores.

En el plano técnico, los distintos estadísticos de la chi-cuadrada para probar estacionariedad temporal y espacial de las probabilidades de transición deben ser mejorados, y sus propiedades podrían requerir una revisión profunda: en presencia de autocorrelación espacial, puede existir un fenómeno inflacionario de los valores estadísticos de las pruebas, *cf.* Fingleton [1983a, 1983b, 1986]. Convendría, por tanto, estudiar por simulación las propiedades de estas pruebas. Asimismo, las propiedades de las pruebas de autocorrelación espacial no están completamente definidas para muestras finitas, en presencia simultánea de autocorrelación y heterogeneidad espaciales [*cf.* Anselin y Floras (1995) y Anselin *et al.*, (1996)].

En el plano económico, el resultado de ausencia de convergencia en el seno de las regiones del Sur puede deberse a cierta heterogeneidad que no ha sido observada dentro del régimen. Una solución consistiría en estudiar a mayor

detalle esta heterogeneidad, con el fin de detectar otros clubes de convergencia (considerando, por ejemplo, en lugar de áreas geoestadísticas, el número de comunidades).

Por otra parte, valdría la pena ampliar el análisis estudiando cómo afectó la apertura comercial a Estados Unidos, al proceso de convergencia, puesto que las regiones del Norte han tenido tasas de crecimiento del ingreso más aceleradas en los últimos diez años. En efecto, podría ampliarse la muestra de 2,442 áreas geoestadísticas al integrar información sobre el comportamiento del ingreso por habitante en los municipios de Texas, Nuevo México, Arizona y California.

Aun así, y más allá de cualquier investigación futura, debe quedar claro que la desigualdad entre los mismos mexicanos constituye a la vez un obstáculo y una posibilidad, pues tales diferencias representan un indicador de subdesarrollo que afecta y condiciona el desempeño económico de toda la nación. Igualmente, el hecho de que exista movilidad tanto ascendente como descendente en el seno de la distribución del ingreso, indica que las posiciones relativas de las regiones mexicanas no son inmutables y que, *de facto*, pueden modificarse de nuevo en el futuro.

Por estas razones, el estudio del espacio y su impacto en la economía representa, en México, una herramienta principal para ofrecer una respuesta al reto de la superación de la pobreza de los territorios, las comunidades y los individuos.

Bibliografía

Äalmas, G., M. Breitenacher, A. Gälli y K. Grefermann, 1986, Perspektiven des Welttextilhandels: Optionen zur Erneuerung des Welttextilabkommens aus der Sicht der Bundesrepublik Deutschland, Südkoreas und Brasiliens, *Studien zur Industriegewirtschaft*, 30, München.

Abdel-Rahman, H. M., 1994, Economies of Scope in Intermediate Goods and a System of Cities, *Regional Science and Urban Economics*, 24, 497-524.

Abramovitz, M., 1986, Catching up, Forging ahead, and Falling Behind, *Journal of Economic History*, 46, 385-406.

Aghion, P. y P. Howitt, 1992, A Model of Growth through Creative Destruction, *Econometrica*, 60, 323-351.

Agterberg, F., 1984, Trend Surface Analysis in Gaile, G. L. y C. J. Wilmot (eds.), *Spatial Statistics and Models*, Reidel, Boston.

Amable, B., 1999, Un survol des théories de la croissance endogène in Beine, M. y F. Docquier (eds.), *Croissance et convergence économique des régions*, De Boeck Université, Bruselas.

Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften, 2003, *Mitteilungen und Bekanntmachungen*, Luxemburg.

Anderson, T. W. y L. A. Goodman, 1957, Statistical Inference about Markov Chains, *Annals of Mathematical Statistics*, 28, 89-110.

Anselin, L., 1980, *Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures*, Cornell University, Regional Science Dissertation and Monograph Series #8, Ithaca, Nueva York.

_____, 1982, A Note on Small Sample Properties of Estimators in a First-Order Spatial Autoregressive Model, *Environment and Planning*, 14, 1023-1030.

_____, 1988a, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

_____, 1988b, Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity, *Geographical Analysis*, 20, 1-17.

_____, 1988c, A Test for Spatial Autocorrelation in Seemingly Unrelated Regressions, *Economics Letters*, 28, 335-341.

_____, 1990a, Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis, *Journal of Regional Science*, 30, 185-207.

_____, 1990b, Some Robust Approach to Testing and Estimating in Spatial Econometrics, *Regional Science and Urban Economics*, 20-141-163.

_____, 1992, Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity: Model Specification Issues in the Spatial Expansion Paradigm, in Casetti, E. y J. P. Jones (eds.), *Applications of the Expansion Method*, Routledge, Londres.

_____, 1995, Local Indicators of Spatial Association-LISA, *Geographical Analysis*, 27, 93-115.

_____, 1996, The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association, in Fisher, M., H. J. Scholten y D. Unwin (eds.), *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, Taylor & Francis, Londres.

_____, 1998a, Interactive Techniques and Exploratory Spatial Data Analysis, in Longley, P. A. et al. (eds.), *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*, Wiley, Nueva York.

_____, 1998b, Exploratory Spatial Data Analysis in a Geocomputational Environment, in Longley, P. A. et al., *Geocomputation*, Wiley, Nueva York.

_____, 2001a, Rao's Score Test in Spatial Econometrics, *Journal of Statistical Planning and Inference*, 97, 113-139.

_____, 2001b, Spatial Econometrics, in Baltagi, B. (ed), *Companion to Econometrics*, Basil Blackwell, Óxford.

_____, 2001c, Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics, *Documento de trabajo*, REAL, University of Illinois Urbana-Champaign.

_____, **A. K. Bera, R. J. Floras y M. J. Ion**, 1996, Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.

Armstrong, H., 1995a, Convergence among the Regions of the European

Union, *Papers in Regional Science*, 74, 143-152.

_____, 1995b, An Appraisal of the Evidence from Cross-Sectional Analysis of the Regional Growth Process within the European Union, in Armstrong, H. y R. Vickerman (eds.), *Convergence and Divergence among the European Union*, Pion, Londres.

Arora, S. y M. Brown, 1977, Alternative Approaches to Spatial Autocorrelation: an Improvement over Current Practice, *International Regional Science Review*, 2, 67-78.

Aten, B., 1997, Does Space Matter? Multiperiod Probit Models and Orthogonality Condition Estimation, *International Economic Review*, 24, 21-35.

Bairoch, P., 1985, *De Jericho à Mexico – Villes et économie dans l'histoire*, Gallimard, Paris.

Baller, R. D., L. Anselin, S. F. Messner, G. Deane y D. F. Hawkins, 2001, Structural Covariates of U.S. County Homicide Rates: Incorporating Spatial Effects, *Criminology*, 39, 561-590.

Baltagi, B. H. y D. Li, 2001, LM Tests for Functional Form and Spatial Error Correlation, *International Regional Science Review*, 24, 194-225.

_____ y _____, 2002, Prediction in the Panel Data Model with Spatial Correlation, in Anselin, L. y R. J. Florax, *Advances in Spatial Econometrics*, Springer, Berlín.

Barry, B. y R. K. Pace, 1999, A Monte Carlo Estimator of the Log-Determinant of Large Sparse Matrices, *Linear Algebra and its Applications*, 289, 41-54.

Basawa, I. Y. y B. L. Prakasa Rao, 1980, *Statistical Inference for Stochastic Process*, Londres.

Basdevant, O., 1997, *Inégalités, éducation et croissance*, Tesis doctoral, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne.

Baumont, C., 1997, Croissance endogène et espace, in Célimène, F. y C. Lacour (eds.), *L'intégration régionale des espaces*, Economica, Paris.

_____, 1998a, Économie, géographie et croissance: quelles leçons pour l'intégration régionale européenne?, *Revue Française de Géographie*, 5, 35-56.

_____, 1998b, Économie géographique et intégration régionale. Quels enseignements pour les Pays d'Europe Centrale et Orientale?, *Document de travail du LATEC 9811*, Dijon.

_____, **C. Ertur y J. Le Gallo**, 2002a, Estimations des effets de proximité dans le processus de convergence régionale: une approche par l'économetrie spatiale sur 92 régions européennes (1980-1995), *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2.

_____ y **J.-M. Huriot**, 1999, L'interaction agglomération-croissance en économie géographique, dans: Bailly, A. y J.-M. Huriot (eds.), *Villes et croissance: Théories, modèles, perspectives*, Anthropos, Paris.

Bavaud, F., 1998, Models for Spatial Weights: A Systematic Look, *Geographical Analysis*, 30, 153-171.

Beine, M., F. Docquier y A. Hecq, 1999, Convergence des groupes en Europe: une analyse sur dones regionales, *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 1, 45-62.

Bera, A. K. y M. Ion, 1993, Specification Testing with Locally Misspecified Alternatives, *Econometric Theory*, 9, 649-658.

Berchtold, A., 1998, *Chaînes de Markov et modèles de transition*, Editions Hermès, Paris.

Berthélemy, J.-C. y A. Varoudakis, 1995, Clubs de convergence et croissance: le rôle du développement financier et du capital humain, *Revue Économique*, 46, 217-235.

Bessin, S. et alii, 1992, Zögerliche Konjunkturbelebung in den Industrieländern, *Die Weltwirtschaft*, 1, 1-22.

Bianchi, M., 1997, Testing for Convergence: Evidence from Non-Parametric Multimodality Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 393-409.

Blommestein, H. J., 1983, Specification and Estimation of Spatial Econometric Models, *Regional Science and Urban Economics*, 13, 251-270.

_____ y **P. Nijkamp**, 1986, Testing the Spatial Scale and the Dynamic Structure in Regional Models (A Contribution to Spatial Econometric Specification Analysis), *Journal of Regional Science*, 26, 1-17.

Brandsma, A. S. y R. H. Kelletaper, 1979, A Biparametric Approach to Spatial Autocorrelation, *Environment and Planning*, 11, 51-58.

Breitung, J. y M. Lechner, 1996, Estimation de modèles non linéaires sur données de panel par la méthode des moments généralisés, *Économie et Prévision*, no. 126, mayo, 191 – 202.

Breusch, T. y A. Pagan, 1979, A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation, *Econometrica*, 47, 1287-1294.

Breuckner, J. K., 1986, A Switching Regression Analysis of Urban Population Densities, *Journal of Urban Economics*, 19, 174-189.

Brundson, C., A. S. Fotheringham y M. Charlton, 1999, Some Notes on Parametric Significance Tests for Geographically Weighted Regression, *Journal of Regional Science*, 39, 497-524.

Bulli, S., 2001, Distribution Dynamics and Cross-Country Convergence: A New Approach, *Scottish Journal of Political Economy*, 48, 226-243.

Bundesministerium der Finanzen, 1993, *Föderales Konsolidierungsprogramm*, 21 de enero, Bonn.

Bundestelle für Außenhandelsinformation, 1992, *Baltische Staaten am Jahreswechsel 1992/93*, diciembre, Köln.

Burridge, P., 1980, On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation, *Journal of the Royal Statistical Society*, B42, 107 – 108.

Capron, H., 2000, Disparités de croissance entre régions européennes: résorption ou amplification?, in Beine, M. y F. Docquier (eds.), *Croissance et convergence économiques des régions*, De Boeck Université, Bruselas.

Caraza, M. I., 1993, *Convergencia del ingreso en la República Mexicana*, Tesis de licenciatura, Instituto Tecnológico Autónomo de México.

Carluier, F. y G. Gaulier, 1998, Les productivités des régions françaises sur moyenne période: une convergence de façade, *Colloque de l'Association Française de Sciences Économiques*, septembre.

Caselli, F., G. Esquivel y F. Lefort, 1996, Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth*, 1, 363-390.

Casetti, E., 1997, The Expansion Method, Mathematical Modelling and

Spatial Econometrics, *International Regional Science Review*, 20, 9-33.

_____ y **J. P. Jones**, 1988, Spatial Parameter Variation by Orthogonal Trend Surface Expansions: An Application to the Análisis of Welfare Program Participation Rates, *Social Science Research*, 16, 285-300.

Celaya Tentori, D. y A. Díaz Bautista, 2002, Crecimiento, instituciones y convergencia en México considerando a la Frontera Norte, *Estudios Fronterizos*, vol. 3., núm. 6, El Colegio de la Frontera Norte.

Charlot, S., 1996, Dépenses publiques et croissance: effets macro-économiques et spécificités régionales, *Documento de trabajo no. 9615*, LATEC.

Cheshire, P. C. y S. Magrini, 2000, Endogenous Processes in European Regional Growth, Convergence and Policy, *Growth and Change*, 31, 455-479.

Cho, D., 1996, An Alternative Interpretation of Conditional Convergence Results, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 669-681.

Chua, H. B., 1993, *On Spillovers and Convergence*, tesis doctoral, Harvard University.

Chung, K. L., 1960, *Markov Chains with Stationarity Transition Probabilities*, Springer-Verlag, Berlin.

Cliff, A. D. y J. K. Ord, 1981, *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, Londres.

Combes, P.-P. y M. Lafourcade, 2001, Transportation Costs Decline and Regional Inequalities: Evidence from France, *CEPR Discussion Paper*, no. 510.

Commision Européenne, 1991, *Les régions dans les années 90: Quatrième rapport périodique sur la situation et l'évolution socio-économique des régions dans la communauté*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes, Luxemburgo.

_____, 1999, *Sixième rapport périodique sur la situation et le développement économique et social des régions de l'Union européenne*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes, Luxemburgo.

_____, 2001, *Unité de l'Europe, solidarité des peuples, diversité des territoires: deuxième rapport sur la cohésion économique et sociale*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes, Luxemburgo.

Costa-i-Font, J. y E. Rodríguez Oreggia y Román, 2004, Contribució de la inversió pública en la reducció de les desigualats regionals, amb una aplicació específica Mèxic, *Documents de treball de la Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales*, Col·lecció d'Economia, Universidad de Barcelona.

Dardanoni, V., 1993, Measuring Social Mobility, *Journal of Economic Theory*, 61, 372-394.

Dávila, E., G. Kessel y S. Levy, 2002, El sur también existe: un ensayo sobre el desarrollo regional de México, *Economía mexicana*, Nueva época (11) 2: 205 – 260, segundo semestre 2002.

De Jong, P., C. Sprenger y F. van Veen, 1984, On Extreme Values of Moran's *I* and Geary's *c*, *Geographical Analysis*, 16, 17-24.

De la Fuente, A., 1995, Catch-up, Growth and Convergence in the OECD, *CEPR Discussion Paper*, no. 1274.

De Nardis et alii, 2000, Regionale Spezialisierung und Schlüge in Europa: Etwas Beweis von den Regionalen Daten, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132 (2), 197 – 214.

Deutsche Bundesbank, 1993, *Zum Einfluß von Auslandstransaktionen auf Bankenliquidität, Geldmenge und Bankkredite*, 19-34, enero, Fráncfort.

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung e Institut für Weltwirtschaft, 1992, Die wirtschaftliche Lage Rußlands und Weißrußlands: Systemtransformation am Scheideweg, *Kieler Diskussionsbeiträge*, 193/194, octubre.

Dewhurst, J. H. L. y H. Mutis-Gaitán, 1995, Varying Speeds of Regional GDP per Capita Convergence in the European Union, 1981-1991, in Armstrong, H. y R. Vickerman (eds.), *Convergence and Divergence among European Regions*, Pion, Londres.

Dickey, D. A. y W. A. Fuller, 1981, Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Duranton, G., 1997, La nouvelle économie géographique: agglomération et dispersion, *Économie et prévision*, 131, 1-24.

Elhorst, J. P., 2001, Dynamic Models in Space and Time, *Geographical Analysis*, 33, 119-140.

Esquivel, G., 1999a, *Crecimiento regional, convergencia y migración en México, 1940-1995*, El Colegio de México, México.

_____, 1999b, Convergencia regional en México, 1940-1995, *El Trimestre Económico*, LXVI (4), 464, 725-761.

_____, 2002, New Estimates of Gross State Product in Mexico, 1940-2000, *mimeo*, El Colegio de México.

Fingleton, B., 1983a, Independence, Stationarity, Categorical Spatial Data and the Chi-Squared Test, *Environment and Planning*, 15, 483-499.

_____, 1983b, Log-Linear Models with Dependent Spatial Data, *Environment and Planning*, 15, 801-814.

_____, 1986, Analyzing Cross-Classified Data with Inherent Spatial Dependence, *Geographical Analysis*, 18, 48-61.

_____, 1997, Specification and Testing of Markov Chain Models: An Application to Convergence in the European Union, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 385-403.

_____, 1999, Estimates of Time to Economic Convergence: An Análisis of Regions of the European Union, *International Regional Science Review*, 22, 5-34.

_____, 2000, Spatial Econometrics, Economic Geography, Dynamics and Equilibrium: A Third Way?, *Environment and Planning*, 32, 1481-1498.

_____, 2001, Equilibrium and Economic Growth: Spatial Econometric Models and Simulation, *Journal of Regional Science*, 41, 117-147.

_____, 2002, Regional Economic Growth and Convergence: Insights from a Spatial Econometric Perspective, in Anselin, L. y R. J. Florax, *Advances in Spatial Econometrics*, Springer, Berlín.

Fotheringham, A. S., M. Charlton y C. Brundson, 1996, The Geography of Parameter Space: An Investigation of Spatial Non-Stationarity, *International Journal of Geographical Information Systems*, 10, 605-627.

_____, _____ y _____, 1997, Measuring Spatial

Variations in Relationships with Geographically Weighted Regression, in Fisher, M. M. y A. Getis (eds.), *Recent Developments in Spatial Analysis*, Springer, Berlin.

Fritsch, B., 1995, *La contribution des infrastructures au développement économique des régions françaises*, Tesis doctoral, Université de Paris XII-Val-de-Marne.

Fujita, M. y J.-F. Thies, 1997, Économie géographique, problèmes anciens et nouvelles perspectives, *Annales d'Économie et de Statistique*, 45, 37-87.

_____, y _____, 2002, Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from It?, *CEPR Discussion Paper*, no. 3135.

Garza Campos, M. A., 1994, *Resultados de convergencia en niveles de vida entre estados de México. Aplicación de modelos de crecimiento neoclásicos: la importancia del capital humano*, Centro de Investigaciones Económicas, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey.

Gern, K.-J., 1993, Noch keine Überwindung der Bankenkrise in Japan, *Die Weltwirtschaft*, 1, 61-69.

Getis, A. y J. K. Ord, 1992, The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics, *Geographical Analysis*, 24, 189-206.

Geweke, J., R. C. Marshall y G. A. Zarkin, 1986, Mobility Indices in Continuous Time Markov Chains, *Econometrica*, 54, 1407-1423.

Ghio, S., 1999a, Intégration économique et concentration spatiale: une revue de la littérature récente, *Région et Développement*, 10, 127-149.

_____, 1999b, Économies d'agglomération, concentration spatiale et croissance, in Baumont, C. et al. (eds.), *Économie géographique. Les théories à l'épreuve des faits*, Economica, Paris.

Goerlich, F. J. y M. Mas, 2001, Inequality in Spain 1973-1991: Contribution to a Regional Database, *The Review of Income and Wealth*, Serie 47, 3, 361-378.

Griffith, D. A., 1978, A Spatially Adjusted ANOVA Model, *Geographical Analysis*, 10, 296-301.

_____, 1988, *Advanced Spatial Statistics, Special Topics in the Exploration of Quantitative Spatial Data Series*, Kluwe Academic Publishers, Dordrecht.

_____, 1992a, A Spatially Adjusted N-Way ANOVA Model, *Regional Science and Urban Economics*, 22, 347-369.

_____, 1992b, What Is Spatial Autocorrelation? Reflections on the Past 25 Years of Spatial Statistics, *L'espace géographique*, 21, 265-280.

_____, 1992c, Simplifying the Normalizing Factor in Spatial Autoregressions for Irregular Lattices, *Papers in Regional Science*, 71, 71-86.

_____, 1995, Some Guidelines for Specifying the Geographic Weights Matrix Contained in Spatial Statistics, in Arlinghaus, S. L. (ed.), *Practical Handbook of Spatial Statistics*, CRC Press, Boca Raton.

_____ y **C. G. Amrhein**, 1983, An Evaluation of Correction Techniques for Boundary Effects in Spatial Statistical Analysis: Traditional Methods, *Geographical Analysis*, 15, 352-360.

Guerrero Compeán, R., 2003a, *Analyse économique du phénomène de convergence en France*, mimeo, Institut d'Études Politiques de Paris

_____, 2003b, *La convergencia regional en México*, mimeo, Universidad Autónoma de Nuevo León.

_____, 2005, *Determinantes del potencial de crecimiento regional y mecanismos de convergencia económica de las entidades federativas en México*, tesis de licenciatura, Universidad Autónoma de Nuevo León.

Hanson, G. H., 1998, North American Economic Integration and Industry Location, *Oxford Review of Economic Policy*, 14, 30-44.

Heijmans, R. D. y J. R. Magnus, 1986, Consistent Maximum-Likelihood Estimation with Dependent Observations: The General (Non-Normal) Case and the Normal Case, *Journal of Econometrics*, 32, 253-285.

Hénin, P.-Y. y Y. Le Pen, 1995, Les épisodes de la convergence européenne, *Revue Économique*, 46, 667-677.

Hepple, L., 1995, Bayesian Techniques in Spatial and Network Econometrics, *Environment and Planning*, 27, 615-644.

Herz, B. y W. Roger, 1996, Wirtschaftswachstum und Konvergenz in Deutschland, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1, 133 – 143.

Hesse, H. y G. Roth, 1992, Die Zinsstruktur als Indikator der Geldpolitik,

Kredit und Kapital, 1, 1-25.

Hordijk, L. y P. Nijkamp, 1977, Dynamic Models of Spatial Autocorrelation, *Environment and Planning*, 9, 505-519.

Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 1988, *VIII Censo comercial 1981, datos de 1980. Resumen general (ambos tomos)*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1988, *VIII Censo de servicios 1981, datos de 1980. Resumen general (ambos tomos)*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1988, *IX Censo de transportes y comunicaciones 1981, datos de 1980. Resumen general*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1988, *XI Censo industrial 1981, datos de 1980. Resumen general (ambos tomos)*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1990, *Cuentas de producción del sector público 1980 – 1988*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1991, *XII Censo industrial 1986, datos por rama de actividad y por entidad federativa referentes a 1985*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1992, *XI Censo de transportes y comunicaciones. Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1992, *XIII Censo industrial: industrias extractivas, construcción y electricidad. Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1992, *XIII Censo industrial: industrias manufactureras. Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1993, *X Censo comercial. Resultados definitivos. Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1993, *X Censo de servicios. Resultados definitivos (ambos tomos). Censos económicos 1989*, Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____, 1995, *Conteo de Población y Vivienda 1995 de los Estados*

_____. *Unidos Mexicanos. Resultados definitivos. Tabulados básicos y Tabulados complementarios*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes, México.

_____. 1996, *Anuario estadístico de los Estados Unidos Mexicanos. Edición 1995*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____. varios años, *Anuario estadístico* (todas las entidades federativas), 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____. varios años, *ENADID. Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica. Metodología y tabulados*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____. varios años, *Estadísticas históricas de México* (todos los tomos), 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____. varios años, *Estados Unidos Mexicanos. Resumen general. Censo General de Población y Vivienda* (todos los tomos), 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____. varios años, *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Cuentas de bienes y servicios* (todos los tomos), 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

_____. varios años, *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto interno bruto por entidad federativa*, 1ª. ed., Dirección General de Estadística, Aguascalientes.

Izenman, A. J., 1991, Recent Developments in Non-Parametric Density Estimation, *Journal of the Japanese and International Economics*, 13, 61-72.

Izvestija, K., 1992, Ukrainy w Rossiju den'gi prewesti trudno, a iz Rossi na Ukrainu perewesti ich prosto ne chotjat, *Bankarchiv*, diciembre.

Jayet, H., 1997, Quels modèles asymptotiques en statistique et en économétrie spatiales?, *L'espace géographique*, 2, 165-172.

Jean-Pierre, P., 1997, Sélection et tests de seuils de convergence, *Revue Économique*, 48, 429-440.

_____. 1999, *La diversité des dynamiques de convergence réelle des régions européennes: bilan empirique et éclairage théorique*, Tesis doctoral, Université de Paris I Panteón-Sorbonne.

Johnson, P. A., 2000, A Non-Parametric Analysis of Income Convergence across the U.S. States, *Economics Letters*, 69, 219-223.

Jones, C. I., 1997, On the Evolution of the World Income Distribution, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 19-36.

Kangasharju, A., 1999, Relative Economic Performance in Finland: Regional Convergence, 1934-1993, *Regional Studies*, 33, 207-217.

Katz, I., 2000, El impacto regional del Tratado de Libre Comercio de América del Norte: un análisis de la industria manufacturera, in B. Leycegi y R. Fernández (eds.), *TLCAN ¿Socios naturales ? Cinco años del Tratado de Libre Comercio de América del Norte*, México, Instituto Tecnológico Autónomo de México.

Kawagoe, M., 1999, Regional Dynamics in Japan: a Reexamination of Barro Regressions, *Journal of the American Statistical Association*, 86, 205-224.

Kehoe, P. J., R. Borgoeing, T. J. Kehoe y R. Soto, 2002, A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s, *Review of Economic Dynamics*, 5, 166 – 205, enero.

Kelejian, H. H. e I. R. Prucha, 2001, On the Asymptotic Distribution of the Moran *I* Test Statistic with Applications, *Journal of Econometrics*, 104, 219-257.

_____ y **D. P. Robinson**, 1995, Spatial Correlation: A Suggested Alternative to the Autoregressive Model, in Anselin, L. y R. J. Florax (eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin.

_____ y _____, 1998, A Suggested Test for Spatial Autocorrelation and/or Heteroskedasticity and Corresponding Monte Carlo Results, *Regional Science and Urban Economics*, 28, 389-417.

Kemeny, J. y L. Snell, 1976, *Finite Markov Chains*, Springer-Verlag, Nueva York.

Kirchgässner, G., 2003, *Theoretische Überlegungen, die internationale Entwicklung und die Situation der Schweiz*, Schweizerisches Institut für Aussenwirtschaft und Angewandte Wirtschaftsforschung, Universität St. Gallen, Saint Gallen.

Klenow, P. y A. Rodríguez-Clare, 1997, Economic Growth: A Review Essay, *Journal of Monetary Economics*, no. 40, 597 – 617.

Klump, R., 1995, Produktivitätslücken, Konvergenzprozesse und die Rolle der Wirtschaftsordnung: Anmerkungen zur Catching-up Hypothese, in *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, vol. 44, 29 – 44.

Kommission der Europäischen Gemeinschaften, 1992, *Berichte über die Wettbewerbspolitik*, Bruselas.

Krämer, J. W. y E. Langfeldt, 1993, Die Zinsdifferenz als Frühindikator für die westdeutsche Konjunktur, *Die Weltwirtschaft*, 1, 34-42.

Krugman, P., 1991a, Increasing Returns and Economic Geography, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.

_____, 1991b, *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge.

_____, 1999, The Role of Geography in Development, *International Regional Science Review*, 22, 142-161.

Kubo, Y., 1995, Scale Economies, Regional Externalities and the Possibility of Uneven Development, *Journal of Regional Science*, 35, 29-42.

Kullback, S., M. Kupperman y H. H. Ku, 1962, Tests for Contingency Tables and Markov Chains, *Technometrics*, 4, 573-608.

Langfeldt, E., 1983, Kann eine monetäre Schätzgleichung zur Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen?, *Kredit und Kapital*, 2, 205-219.

Le Gallo, J., 2001, Space-Time Analysis of GDP Disparities among European Regions: A Markov Chains Approach, *Document de travail du LATEC*, no. 2001-06, marzo, Dijon.

Le Pen, Y., 1996, *Convergence des richesses des nations: une approche empirique*, Tesis doctoral, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne.

Legendre, P., N. L. Oden, R. R. Sokal, A. Vaudor y J. Kim, 1990, Approximate Analysis of Variance of Spatially Autocorrelated Regional Data, *Journal of Classification*, 7, 53-75.

Levine, R. y D. Renelt, 1991, Cross Country Studies of Growth and Policy: Some Methodological, Conceptual and Statistical Problems, *Documento de trabajo del Banco Mundial* no. 608.

Lioultchev, D., 1992, Die Entwicklung und Wachstum des Finanzmarktes in Rußland, *Finanzinnovation und Finanzmärkte*, Universität Kiel.

López-Bazo, E., E. Vayá, A. J. Mora y J. Suriñach, 1999, Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union, *Annals of Regional Science*, 33, 343-370.

Lucas, R., 1988, On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

Maasoumi, E., 1998, On Mobility, in Ullah, A. y D. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, Nueva York.

Magrini, S., 1999, The Evolution of Income Disparities among the Regions of the European Union, *Regional Science and Urban Economics*, 29, 257-281.

Mankiw, N. G., D. Romer y D. Weil, 1992, A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, vol. CVII, 407 - 437.

Marascuilo, L. A. y M. McSweeney, 1977, *Nonparametric and Distribution-Free Methods for the Social Sciences*, Wadsworth Publishing Company, Inc., Belmont.

Marchand, M-J., 1995, Le devenir du rôle de la région en matière d'intervention économique in A. Guellec (dir.), *La région européenne, la marge de manœuvre*, 1995, 57 – 74.

Martin, R., 1999, The New “Geographical Turn” in Economics: Some Critical Reflections, *Cambridge Journal of Economics*, 23, 65-91.

Martin, R. J., 1993, Approximations to the Determinant Term in Gaussian Maximum Likelihood Estimation of Some Spatial Models, *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 22, 189-205.

Martins dos Santos, J., 2001, Convergência versus Divergência das Rendas per Capita: Uma Aplicação da Teoria do Crescimento Econômico na Mesorregião Noroeste-Rio Grandense 1996 – 1998, *Trabalhos de Investigação Econômica*, Universidad de Passo Fundo, diciembre.

Maurel, F., 1996, Évolutions locales de l'industrie entre 1982 – 1992 et convergence régionale: quelques résultats empiriques sur données françaises, *Documento de trabajo no. 96-6 de la Dirección de la Previsión*, Ministerio de Economía y Finanzas de la República Francesa.

Maurseth, P. B., 2001, Convergence, Geography and Technology, *Structural Change and Economic Dynamics*, 12, 247-276.

McMillen, D. P., 1996, One Hundred Fifty Years of Land Values in Chicago: A Non-Parametric Approach, *Journal of Urban Economics*, 40, 100-124.

_____ y **J. F. McDonald**, 1997, A Non-Parametric Analysis of Employment Density in a Polycentric City, *Journal of Regional Science*, 37, 591-612.

Messmacher Linartas, M., 2000, Desigualdad regional en México. El efecto del TLCAN y otras reformas estructurales, *Documentos de investigación no. 2000-4 de la Dirección General de Investigación Económica*, Banco de México.

Navarrete, J., 1995, Convergencia: un estudio para los estados de la República mexicana, *Documento de trabajo 42*, Centro de Investigación y Docencia Económicas.

Neary, J. P., 2001, Of Hype and Hyperbolas: Introducing the New Economic Geography, *Journal of Economic Literature*, 39, 536-561.

Neven, D. y C. Gouyette, 1995, Regional Convergence in the European Community, *Journal of Common Market Studies*, 33, 47-65.

Ocegueda Hernández, J. M., 2002, ¿Convergencia o divergencia en la frontera de México y Estados Unidos? Un análisis de la experiencia de crecimiento 1975 – 2000, *Documento de investigación*, Universidad Autónoma de Baja California.

Openshaw, S. y P. J. Taylor, 1979, A Million or So Correlation Coefficients: Three Experiments on the Modifiable Areal Unit Problem, in Wrigley, N. (ed.), *Statistical Applications in the Spatial Sciences*, Pion, Londres.

Oppenheimer Ercia, R. Y., 1980, *Un método de predicción para desagregación temporal de series que utiliza estadística bayesiana*, Tesis doctoral, Instituto Tecnológico Autónomo de México.

Ord, J. K. y A. Getis, 1995, Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application, *Geographical Analysis*, 27, 286-305.

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, 1998, *Développement régional et politiques structurelles au Mexique*, París.

Ottaviano, G. I. y D. Puga, 1997, L'agglomération dans l'économie mondiale, *Economie internationale*, 71, 75-100.

Paap, R. y H. van Dijk, 1998, Distribution and Mobility of the Wealth of Nations, *European Economic Review*, 42, 1269-1293.

Pace, R. K. y R. Barry, 1997a, Sparse Spatial Autoregressions, *Statistics and Probability Letters*, 33, 291-297.

_____ y _____, 1997b, Quick Computation of Spatial Autoregressive Estimators, *Geographical Analysis*, 29, 232-246.

_____ y **D. Zou**, 2000, Closed-Form Likelihood Estimates of Nearest Neighbor Spatial Dependence, *Geographical Analysis*, 32.

Papageorgiou, Y. Y. y T. R. Smith, 1983, Agglomeration as Local Instability of Spatially Uniform Steady-States, *Econometrica*, 51, 1109-1119.

Paqué, K.-H., 1993, Ein Test für die Tarifautonomie, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, enero.

Park, B. U. y J. S. Marron, 1990, Comparison of Data-Driven Bandwidth Selectors, *Journal of the American Statistical Association*, 85, 409, 66-72.

Pellegrini, G., 2000, Analisi di sviluppo economico con dati di pannello e catene di Markov, *Documento de investigación*, Universidad de Boloña.

Perron, P., 1991, Racines unitaires en macroéconomie: le cas d'une variable, *Documento de investigación*, Centre de Recherche et Développement Économique, Université de Montreal.

Pinkse, J., 1999, Asymptotic Properties of the Moran and Related Tests and a Test for Spatial Correlation in Probit Models, *Documento de trabajo*, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver.

_____ y **M. E. Slade**, 1998, Contracting in Space: An Application of Spatial Statistics to Discrete-Choice Models, *Journal of Econometrics*, 85, 125-154.

Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, 2002, *Informe sobre desarrollo humano. México 2002*, PNUD, México.

Puig Escudero, A. y J. A. Hernández Rivas, 1989, Un modelo de desagregación geográfica: estimación del PIB por entidad federativa, 1970-

1988, *Serie de documentos de investigación*, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, México.

Quah, D., 1992, International Patterns of Growth: Persistence in Cross-Country Disparities, *Documento de trabajo*, The London School of Economics and Political Science.

_____, 1993a, Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth, *European Economic Review*, 37, 426-434.

_____, 1993b, Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, 94, 427-443.

_____, 1996a, Empirics for Economic Growth and Convergence, *European Economic Review*, 40, 1353-1375.

_____, 1996b, Regional Convergence Clusters across Europe, *European Economic Review*, 40, 951-958.

_____, 1996c, Convergence Empirics across Economies with (Some) Capital Mobility, *Journal of Economic Growth*, 1, 95-124.

_____, 1996d, Aggregate and Regional Disaggregate Fluctuations, *Empirical Economics*, 21, 137-159.

_____, 1996e, Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics, *Economic Journal*, 106, 1045-1055.

_____, 1996f, Convergence as Distribution Dynamics (with or without Growth), *CEP Discussion Paper*, no. 317, noviembre.

_____, 1997, Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs, *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59.

Quaisser, W., 2002, Wirtschaftsintegration und Regionalpolitik der EU. Konzepte und Erfahrungen vor dem Hintergrund der EU-15, der Osterweiterung und der Entwicklungspolitik – Lehren für den Westbalkan, *Balkan Forum Regionale Kooperation und europäische Integration des Westbalkans*, junio, Berlín.

Reichlin, L. y R. Loufir, 1993, Convergence nominale et réelle parmi les pays de la Communauté Européenne et de l'Association Européenne de Libre Échange, *Observations et Diagnostiques Économiques*, no. 43, julio.

Rey, S. J., 2001, Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence, *Geographical Analysis*, 33, 195-214.

_____, **y B. D. Montouri**, 1999, U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective, *Regional Studies*, 33, 145-156.

Rietveld, P. y P. Wintershoven, 1998, Border Effects and Spatial Autocorrelation in the Supply of Network Infrastructure, *Papers in Regional Science*, 77, 265, 276.

Ripley, B., 1981, *Spatial Statistics*, Wiley, Nueva York.

Rodríguez Oreggia y Román, E., 2001a, Polarization of Income under Structural Changes: Winners and Losers of Regional Growth in Mexico, *Documento de investigación*, The London School of Economics and Political Science.

_____, 2001b, "Regional Policy" and Income Disparities in Mexico: A Review to Convergence Aspects, *CEIDIR Review*, Electronic Journal, 1.

Schröder, K., 1992, Leidensweg des Rubel nicht beendet, *Handelsblatt*, 2, diciembre.

Schröder, L. D. y D. L. Sjoquist, 1976, Investigation of Population Density Gradients using Trend Surface Analysis, *Land Economics*, 52, 382-392.

Sheather, S. J. y M. C. Jones, 1991, A Reliable Data-Based Bandwidth Selection Method for Kernel Density Estimation, *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. B, 53, 3, 683-690.

Shorrock, A., 1978, The Measurement of Mobility, *Econometrica*, 46, 1013-1024.

Siebert, H., 1992, Bedingungen für eine stabile Währung, *Die Weltwirtschaft*, 1, 40-49.

_____, 1993, Junge Bundesländer: Gibt es wirtschaftspolitische Alternativen?, *Kieler Diskussionsbeiträge*, 200, enero.

Sieburger, M., 1991, Aktuelle Probleme des sowjetischen Systems: Interdependenz von Bankenreform und Budgetdefizit, *Berichte des Bundesinstituts für ostwissenschaftliche und internationale Studien*, 35, julio.

Silverman, B., 1986, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, Londres.

Sistema Econômico Latino-Americano, 1995, *América Latina e o Caribe Frente à Questão da Coordenação Macroeconômica: Algumas Sugestões*, junio, (SP/CL/XXI.O/Di No. 18).

Smirnov, O. y L. Anselin, 2001, Fast Maximum Likelihood Estimation of Very Large Spatial Autoregressive Models: A Characteristic Polynomial Approach, *Computational Statistics and Data Analysis*, 35, 301-319.

Stehn, J., 1993, Maastricht und das Subsidiaritätsprinzip, *Kieler Arbeitspapiere* 553, Institut für Weltwirtschaft, enero.

Stokey, N., 1994, *NAFTA and Mexican Development*, Universidad de Chicago, mimeo, Chicago.

Tavéra, C., 1993, Convergence autonome et convergence induite des économies européennes, *Documento de trabajo*, Centre de Recherche Rennais en Économie et en Gestion.

Teixeira, A. C., 2001, Transport Policies in Light of New Economic geography: The Portuguese Experience, mimeo, CORE, Université Catholique de Louvain, Louvain-La-Neuve.

Terrel, G. R. y D. W. Scott, 1992, Variable Kernel Density Estimation, *Annals of Statistics*, 20, 3, 1236-1265.

Thisse, J.-F., 1997, L'oublié de l'espace dans la pensée économique, *Région et Développement*, 6, 13-39.

_____, 2000, Agglomeration and Regional Imbalance: Why? And, Is It Bad?, *EIB-Papers*, 5, 47-67.

_____ y **A. van Ypersele**, 1999, Métropoles et concurrence territoriale, *Économie et Statistique*, 6/7, 19-30.

Tobler, W., 1979, Cellular Geography, in Gale, S. y G. Olsson (eds.), *Philosophy in Geography*, Reidel, Dordrecht.

Tondl, G., 1999, *Das Muster der Änderung der Regionalen Konvergenz in Europa*, Jahrbuch für regionale Wissenschaften, no. 1, vol. 19.

Tong, H. y K. Lim, 1980, Threshold Models in Non Linear Time Series Analysis, *Lecture Notes in Statistics*, 21.

Tsionas, E. G., 2000, Regional Growth and Convergence: Evidence from the United States, *Regional Studies*, 231 – 238.

Tzanidakis, G. y T. Kirizidis, 1996, A Test of a Modern Version of the Solow Model, *Applied Economics Letters*, 3, 587 – 590.

Upton, G. J. y B. Fingleton, 1985, *Spatial Data Analysis by Example*, vol. 1, John Wiley, Nueva York.

Vacchino, J.M., 1996, *En la era de la globalización. Espacios y opciones de integración*, capítulos SELA No. 45, Caracas.

Valdès, B., *Economic Growth: Theory, Empirics and Policy*, Edward Edgard Publishing, Northampton.

Venables, D., 1996, Equilibrium Location of Vertically Linked Industries, *International Economic Review*, 37, 341-359.

Walter, G. y J. R. Blum, 1979, Probability Density Estimation Using Delta Sequences, *Annals of Statistics*, 7, 2, 328-340.

Wand, M. P. y M. C. Jones, 1995, *Kernel Smoothing*, Chapman and Hall, Londres.

Wells, G. y T. Stengos, 2004, Estimates of Convergence: Some Simulation Results, *Documentos de trabajo de la Australian National University*, Departamento de Economía, Universidad Nacional de Australia, abril.

Winter, W., 2002, Feste oder zufällige Effekte? Der Hausman-Test, *Grundlegende Literatur von Mikroökonomie*, 1 – 4.

Wolf, H., 1994, Eine Neuausgabe auf Wachstum und Konvergenz, *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 130, no. 4, 747 – 759.

Wolfson, M. C., 1994, When Inequalities Diverge, *American Economic Review*, 84, 353-358.

Young, A., 1998, Growth without Scale Effects, *Journal of Political Economy*, 106, 41-63.

Zellner, A., 1962, An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

Oferta Laboral en México: un enfoque de variables instrumentales

Cinthya Caamal Olvera*

1. Introduction

The purpose of this paper is to estimate the labour supply in Mexico during the period 1988-2002, using micro information in a macro context. This objective will be pursued by analysing the factors relating to the decision of how many hours to work crosswise households, which is made by the head of household. This paper also examines whether or not macro factors, such as public spending on education made at the state level, might influence this decision across states. Firstly, the relevant demographic characteristics of heads of households, as well as assorted state decisions about education spending, are examined in order to estimate a labour supply and map the different responses from households across states.

It is useful to estimate the wage elasticity in order to account for the factors that make people work more hours and observe whether there is a preference for work or leisure and how spending on education, and the resulting wage effects, makes people modify their choices. There are several factors that influence the endogenous relationship between hours of work and wages; that is, the decision to work is affected by regional differences, limited number of vacancies across states, lack of unemployment benefits and reduced benefits received from government.

The Mexican case is interesting not only because of the differences in wage, education and development across states but also because of the tendency to work more hours per week than several developed countries on a regular annual base. For example, during the period of time considered and based only on working people aged 20-55 years old, one observes that men work on average 48¹ hours while women work about 38 hours per week. Alesina and Glaeser (2005) compare the hours worked by those employed and at working age in Europe and United States. They note that the US has the highest value for working hours, which is 39², while the lowest is Italy with

* University of Essex.

¹ According to INEGI, from 1995-2004 and for every second quarter per year, the total occupied population worked on average 42 hours, while men worked 45 and women 37 hours per week.

² Hamermesh and Slemrod (2005) explained that the increasing hours worked of high-income people in US was the result of “workaholism”, defined as an addiction to work,

37. For Germany the value is 36; France is 36; and, in the UK is 38 hours per week per person. Therefore, European men tend to work fewer hours than Mexican women. In the Mexican case, single women work more, 42 hours and represent, in the sample, about 5% from female working population. Moreover, single men are 4.4% in male's sample, and work nearly 47 hours, which is the lowest number of hours worked reported for any male group. Married men represent 64% of the sample population and work on average 48 hours, while married women stand for 23% and work on average 37 hours per week.

Recent papers have studied the decline of hours worked in Europe. Prescott (2004) noted that the difference in hours worked between the US and Europe can be explained by their different tax systems. Alesina and Glaeser (2005) have argued that this difference might be the result of an increase in people's utility resulting from leisure and that the social multiplier reinforced the decline. The notion of the social multiplier is based on the idea that Europeans have a predilection for leisure as the returns of leisure increase, as more people take longer vacations, Blanchard (2004).

The approach for estimating the labour supply is to account for wage endogeneity arising from the unobservable characteristics affecting both wage and hours worked or from measurement error. That is, a highly able individual might obtain a high wage and might choose to work long hours. Besides, hours worked and wages may be jointly determined or part of a package, therefore it is important to control the endogeneity of wages. Instrumental variable techniques will be applied using as instrument each state's per capita public spending on education. Furthermore, each state's procedure for deciding how much to spend on education is relevant for identification purposes, given the differences across and through time. Human Capital theory will be applied to argue that spending on education is an investment that will command future returns only at a cost, which are related to differences among states endowments, financial resources received from the federal government, educational attainment, development levels, population and regional situation.

The contribution of the paper is the method of dealing with the endogeneity of wages, since it is proposed to use public spending on basic education at the state level as an instrument to disentangle this issue. Therefore, the assumption that there is a correlation between wages and the per capita spending on education will enable the correct treatment of this endogeneity. Other empirical studies have tried to correct this endogeneity using different econometric techniques that might still have bias for omitted variables. In

developed some time after the worker has entered the labour force and discovered that disutility from additional work lessens.

this paper the use of Instrumental Variable techniques helps to reduce measurement errors, bias for omitted variables and is fundamental to the identification process.

The structure of the paper is as follows. Section 2 is the Literature Review; Section 3 describes the Survey Data and the Expenditure Data that are the main sources of data in this paper. Section 4 provides a theoretical background and summary of the instrument, public spending on education, and its allocation across states over time. In Section 5, the Identification Strategy is explained; Section 6 provides the main results. In section 7, the main results are broken into categories to explain the heterogeneity implicit in the main results by regions, education level and age group. This is followed by the conclusion.

2. Issue and review of the literature

The basic model of a trade-off between consumption and leisure, which is the time not spent at work, gives the principal properties of the supply of labour that is a combination of a substitution and income effect, according to Cahuc and Zylberberg (2004). This combination leads to a non-monotonic relationship between wages and labour supply. For example, with a wage increase, the substitution effect implies a decrease in leisure. If leisure is a normal good, by the indirect income effect, the demand for leisure diminishes; therefore these two effects would increase labour supply. By the direct income effect, however, leisure is increased and a fall in labour supply occurs. The overall effect is ambiguous as the two direct effects operate in opposite directions.

Labour supply is generally estimated from cross-sectional data on a large population using a basic equation relating hours worked and hourly wage for a given individual at any determined time. In order to avoid the imposition of a monotonic function of the hours worked on wages, it is possible to introduce a polynomial form in the estimation. The objective is to estimate the wage elasticity, which can be interpreted in several ways depending on the hypothesis made and the model used. From theoretical models individual labour supply is a function of the hourly wage and other elements such as the expected wealth of agents. For example, his anticipated income from savings or work, non-wage income, or, as Gong and van Soest (2002) suggest, the partner's wage.

Blundell and MaCurdy (1999) pointed out that marshallian wage elasticity in the static model requires instrumental variable techniques to account for the endogeneity of wages, arising from unobservable characteristics affecting both wages and hours worked or from measurement error. Besides, they

indicated that if consumers can adjust their behaviour to account for factors in future periods, this coefficient offers no economic interpretation, as static regressions confuse shifts of wage profiles with movements along wage profiles. Cahuc and Zylberberg (2004) suggested a method of approaching the budget constraint by a derivable function, since the explanatory variables might not be independent of hours worked, then it is necessary to use instrumental variables. This strategy is useful when from the available data is not possible to obtain the net hourly wage, therefore having a potential source of measurement problems.

Cahuc and Zylberberg (2004) present several wage elasticities obtained from different studies where they mention that there is a consensus about the elasticity of labour supply of married women that is positive and larger than that of their husbands. Therefore, as wage elasticity is positive, the substitution effect dominates the income effect. Contrary to women, for married men wage elasticity is weaker and income effect is more significant. Consequently, within the household, married women would be more affected by fiscal reforms or other exogenous change since they have access to lower wages and have a comparative advantage for household production. Besides, the income elasticity, which measures the impact of a change in income on labour supply, is negative, meaning that leisure is a normal good.

There are many studies with different sets of conditions or control variables used in the estimation of labour supply. On the one hand, some estimate family labour supply with household production or intrafamilial decisions, such as Apps and Rees (2001) who model the cost of children in an individualistic formulation of the household and a formal treatment of household production. On the other hand, others estimate labour supply responses to tax reforms. This includes, for instance, Blundell, Duncan and Meghir (1998), who combined a structural approach with instrumental variables by exploiting the variability induced by the tax reforms. Furthermore, van Soest (1995) estimated a discrete labour supply for both spouses in the household by considering family composition, where he obtained compensated and uncompensated wage elasticities for Dutch families.

Labour supply has been estimated largely in the past decades. There are many studies related to the estimation of the labour supply and the international literature is vast. While for the Mexican case, however, there are some studies considering households. The literature related to the Mexican case focuses primarily on participation in the labour force. Gomez and Madrigal (2005) present a summary of the evolution of women's Labour Force Participation (LFP) and note that this participation declines during women's peak reproductive years; a factor that is influenced by external factors like marriage, education and fertility. They observe a decrease and

then an increase in the LFP during the period 1890-1980, which is the result of income effects reinforced by the decrease in the relative price of goods produced at home, as well as a decrease in the demand for labour in agriculture and manufacturing. Thus, they describe a U-shape to women's LFP, while for men this shape seems unaffected by external factors.

There are some other papers related to taxation and its effect on labour supply, including one by Melendez (1996) in which he found that income tax rates have no significant impact on hours worked, this study applied to Monterrey and its surrounding area. Another study, Valero and Tijerina (2006) examined how salaried workers in the formal sectors respond to changes in their marginal income, controlling for tax evasion, which in Mexico tends to be high. They found negative elasticities, from -0.10 to -0.283 , and marginal tax rates in the range of 0.17 to 0.35 . Additionally, for men, they found income elasticities lower than married women and single men.

There are only a few studies for Mexico that considers heterogeneous responses from different demographic groups across states and over time. There is one study by Gong and van Soest (2002) that considers the family structure. They estimate a structural model for female Labour Supply in Mexico City using the same survey as in this paper but considering only a quarter of the year 1992. They account for random preferences, its correlation of wage equations errors and fixed costs of working. They mention that family structure is a determinant of labour supply because the presence of other females in the household offers a potential substitute for childcare services. Therefore, they simultaneously analyse the impact of wages, other income, and family structure on labour force participation and hours worked, as these types of families influence people's behaviour. They used Maximum Likelihood estimation and obtain wage elasticity of about 0.87 and income elasticity of -0.17 .

3. Data description

In this section the two main sources of data are explained: at the micro level the household survey and, at the macro level, each state's public spending on education. This last data was obtained from the states' public accounts for the period 1988-2002. These two sources will be matched by state and year to obtain a complete database.

3.1. Survey data

One of the data sources is Mexico's National Urban Employment Survey (ENEU is the acronym in Spanish), which provides household information for the period 1988-2002 and was conducted by the National Institute for Statistics, Geography and Information (INEGI). The ENEU is presented quarterly. There are 32 states in Mexico; however, from 1988-1995 only 80% of states were surveyed and only after 1996 were all states included. This survey is the source from which the official open unemployment rates are estimated and it gives information about the demographic characteristics of households. The questionnaire is designed for people aged 12 years and more. The survey provides information regarding the composition of households, member's income and relationship with the head of the family as well as information about economic activities, educational attainment, employment status and labour income. It does not report other sources of income. This survey has been used extensively for estimations related to labour market studies, such as Gong and van Soest (2002), among others.

The objective sample considers only the head of the household and his/her partner, and selects those who are aged 20-55 years old, regardless of their marital status. In Mexico it is common to find more than one family living in the same house. The sample considered only nuclear families because of the difficulty of matching every member with their corresponding family in the household - husband, wife and children-, as the relationship is determined with respect to the head of the family. Therefore, these observations were removed as well as non-responses and missing values. As a result, the objective sample is 2,537,423³ observations for all the states in the period considered. From this total the 68.5% represents male and the remaining 31.5% are females. The average age for males is 36.57 and for females is 36.48 years old.

This paper does not consider the decision to participate in the labour market but observes the behaviour of those who are actually working so this is the objective sample. As Heckman (1993) has pointed out, the approach of concentrating only on workers has been criticised because the sample is no longer random and so has selectivity bias. This may be one weakness of the paper, especially for women since the participation in the labour force has been steadily increasing. Although, from the results obtained, the magnitude of the bias could be small.

Table 1 provides information for the period 1988-2002 regarding relevant characteristics of the head of the family, such as real hourly wage, schooling

³ The objective sample represents 40.4% of the total sample including the four quarters per year throughout 1988-2002

years, and hours of work and percentage of the sub sample with at least one child. The sample is divided into four sub samples for single, married, married with partner reporting wage, and married with partner not reporting wage. This division is for descriptive purposes and more demographic characteristics will be considered in the econometric analysis. It will be focus only on singles and married or cohabitant, and leaves aside divorced, separated or widowed samples. As Table 1 shows, 72% are married females, either with or without children. This percentage is with respect to the females' total. For males 93.74% are married with respect to its correspondent total. From the total of married females, 93.1% have a husband or partner who is working and reporting a wage whereas for males, this figure is only 36.2%. On the other hand, only 6.9% are married females who provide the only source of income for the household, since the husband or partner is not reporting a wage either for refusal to answer or because he is not working. In the cases of males with a wife or partner who is not reporting wage is noticeably larger, 63.8%.

In general, married females obtain a lower hourly wage than males, different than in the case of singles. The schooling years are greater for single females than for single males and are slightly larger for the total of married males but distinguishing by the status of the partner, men have higher schooling levels than females. Note that the proportion of females that have at least one child is lower for females, and work fewer hours than males. This reflects the fact that having children is a determinant of the choice of what hours to work, especially for females. It is more common that females devote more time to look after their children compared with males. Besides, the number of children for single males is not available from the survey as this question is asked only to women. Only in the case of married⁴ men it was possible to obtain this variable with the information of the female partner in the household.

Now considering the sub samples, married males with wife reporting wage and single females obtain the highest hourly wage (in 2002 prices) compared to their correspondent sub samples. On average, males get \$27 Mexican pesos per hour and this is slightly higher than females, who receive \$25.7. This is a small difference as the gender wage gap, according to Artecona and Cunningham (2002), has increased after the trade liberalization for those in the manufacturing sector but has reduced for those in firms that became competitive following the North American Free Trade Agreement (NAFTA). Although, note that single females obtain, on average, a higher wage than single males. Table 2 shows more information about single female and male sub samples.

⁴ or cohabitant

Compare all the sub samples for females, the difference between the highest and lowest wage is large across females, around \$4.05, while for males it is \$2.4. Therefore, from the descriptive data, we see a large variation in wages across females depending on their marital status and status of their husband.

The estimation of schooling years was made by matching the compulsory years of educational attainment with the level of education reported by the surveyed people. Therefore, its estimation is not completely unbiased, however, the quantities presented in this table are somewhat similar to the average reported in the President's Report 2005. Single females have more schooling years than single males, whilst married females have similar schooling. This is consistent with Artecona and Cunningham (2002), who detected that females are weakly more educated than males.

Regarding the hours worked per week, males work more hours than females. This is understandable, as women, especially those who are married, devote more of their time to household production. Single females and males work more hours than any other female sub sample. In contrast, married males work more hours than singles, more than 48 hours per week, especially those whose wives do not work. Single males work fewer hours looking at the male sub sample but more hours than any other female sub sample.

It is interesting to examine singles in more detail, as Table 1 shows that single childless females obtain a higher wage than males. Though the survey enquires into the objective sample's main cities in each state, this difference in wages might be the result of a selectivity bias in favour of skilled workers. For this reason, it was separated the single sub samples by skilled and unskilled workers, Table 2. The skilled workers are professionals, technicians, teachers, and directors in private and public sector. Those agriculture workers, craftsman, drivers, administrative assistants, in-store employees, travelling sales people, domestic and security workers are considered unskilled. It is evident that both unskilled and skilled females obtain lower wages than males, although the difference is greater when comparing skilled workers. A larger proportion of males is unskilled, around 70% of the total single male sample, while only 54% of females are unskilled workers.

The data for schooling years show that unskilled females are slightly more educated than unskilled males, but for skilled this does not hold. Regarding hours of work, in general, females work fewer hours than males, and unskilled works more hours than skilled workers. The composition of workers by skills is responsible for the high mean in real hourly wages in the single sub samples, since for females, the proportion of skilled and unskilled workers is even and, for males, unskilled workers represent the largest proportion.

3.2. Expenditure data

The information about public spending on education was obtained from the Mexican System of the National Accounts for state governments. The set of series was obtained by compilation of several documents and a measure obtained for the relevant variables. The INEGI carried on this target. In this series the reported data on government production, as the document declares, is equivalent to state government consumption, intermediary consumption, gross value added, remuneration to labour force, and the gross operation excess. These categories are sorted by expenditure purpose. In this case, it is possible to find classifications for health, education, public defence and others, using the same criteria for all the 32 states from 1988 to 2002. Specifically, the expenditures on education services, either basic or higher education, are known. Besides, it is presented for every category of expenditure: the average remuneration of the workers in this category, teachers, and the number of people employed per state.

It was a change in the law concerning the compulsory education level, in 1992, the new arrangement of basic education included primary and junior school levels; the objective was to increase the schooling years from 6 to 9 years of education. In the high level type are included: high school, college, graduate, and postgraduate levels. Another important reform was the decentralisation in the education system; the objective was to give responsibilities to the states of providing basic public education services, as well as administration and operational management in order to improve school quality by fulfilling directly local needs, although Mexico City was not concerned in this reform until 2005. The information about expenditures, presented in the document produced by INEGI, has incorporated these reforms and levels of education to have comparable measures from 1988 to 2002.

From this data, the state that spends more on basic education is Baja California Sur but it has one of the lowest proportions of the population aged 6 to 14 years. Another state in a similar situation is Nuevo Leon that spends the fourth largest amount on education; however, only 19.1% of population are aged 6-14. On the contrary, Mexico City, which has the lowest proportion of this population and spends the lowest amount on basic education -in part because its spending is centralised and made by the federal government. Another state with a high concentration of the industrial activity is Estado de Mexico although it spends very little on basic education.

The transfers received from the Federal Government to the states, which are allocated specifically for basic education, Basic Education Fund, (FAEB is the Spanish acronym), are already included in the reported expenditure by states; nevertheless this fund was created after 1998. The states that receive

more transfers as a proportion of their population are Mexico City, Baja California Sur, Campeche and Nayarit. Furthermore, states that receive less transfer from the Federation, such as: Estado de Mexico, Jalisco, Guanajuato, and Puebla, spend the lowest amounts on basic education, while others like Nuevo Leon spends a higher amount.

4. An instrumental variables approach

This section briefly explains the theory that supports the relationship between public spending on education and wages. The objective is to motivate the proposal of using it at the state level as an instrument. Besides, it describes how spending on education is distributed across states from federal government and provides a short description of the evolution of this spending through time across states.

4.1. Theoretical background

The theory of investment in human capital proposed by Becker (1964) can be used to explain why state governments want to finance education and its relationship with wage. Moreover, the theory of human capital set up the hypothesis that education is an investment producing higher remuneration in the future by providing educated workers with skills and knowledge that enable them to increase their productive capacity and thus receive higher earnings. However, future productivity can be increased only at a cost, in the sense, that those resources could have been used in producing current output instead of investing to raise future output.

Under the assumption of perfectly competitive markets, and in the absence of training, in equilibrium firms will pay wages equal to worker's marginal productivity. Though if on-the-job training is added up, it is possible to have an association between future receipts and expenditures. This is, training might reduce current payments and increase current expenditures, thus expenditures do not need to be equal to receipts every period. The equilibrium condition states that the present value of the marginal product flow has to be equal to the present value of the wage flow. In the case that training is given in the first period only, the condition becomes:

$$MP_0 + G = W_0 + C \quad (1)$$

Where G is the excess of future receipts over future outlays and represents a measure of the return to the firm from providing training, while C represents the sum of the opportunity costs and outlays on training, MP_0 is the marginal productivity and W_0 is wage, both at the initial time. Therefore, from

equation 1, marginal product is equal to wages only if return equals costs, $G=C$. Besides, if return were lower than cost, marginal product would be larger than wage.

To apply this theory, one may think that government acts as the firm and provides training to its residents; therefore education can be seen as an investment that will make the labour force more productive and able to command higher wages in the future. Psacharopoulos and Woodhall (1985) suggested a criterion that should be taken in to account in the economic evaluation of educational investment projects. The benefits or future receipts for the government are benefits measured by increases in productivity of educated workers, potentially higher tax revenues⁵, other indirect economic returns: positive externalities affecting other members of the society, among other benefits. On the cost side, the decision of every state to allocate spending on education reflect their opportunity cost of investing on education with respect to other budgetary issues such as health, industry, and infrastructure, and opportunity cost of student's time, measured as earnings forgone; as well as monetary costs for providing educational services, teacher's salaries, books, school maintenance, etc.

In general, the relationship between spending on education and wages may reflect the two dimensions of the educational investment, benefits and costs. Therefore, to reach the equilibrium: a positive relationship between spending on education and wages reflects positive net benefits of investing. While a negative relationship indicates that the net benefits of investing on education are negative, then costs of providing education are not compensated by the returns generated in the period considered. This situation reveals different costs of providing educational services, diverse opportunity costs across states, or large differences within states that in order to catch up, costs would increase even more than benefits.

4.2. How is public spending on education assigned?

During the analysed period, 1988-2002, one of the principal objectives has being the support given to Education in order to enhance development. Scott (2001) estimated that education spending accounts 59% of the federal transfers.⁶ According to Guichard (2005) total spending on primary and secondary education increased by 36%, between 1995 and 2001; and total spending per student rose by 25%. These numbers reflected the interest of government to finance education; therefore, it is crucial to identify the

⁵ Barceinas and Raymond (2003) found that public investment in education is highly profitable though returns are recovered in the long run

⁶ Net of social security taxes

allocation and trend of spending on education to investigate how state governments decide the amount to spend on education given their own sources and grants received from federal.

The method of assigning public spending in Mexico is complex to understand since not only equity but also discretionary criteria are essential to evaluate the redistribution of resources. It is convenient to mention certain reforms that have directly affected the way of allocate education resources to the states: the decentralisation of the education system in 1992, and the reform of the Law on Fiscal Coordination in 1998.

4.3. The distribution of spending on education across states

According to Joumard (2005), before the decentralisation of the educational system, the allocation of educational spending was made by the central government on a discretionary basis. The amount of resources received by the states reflected former costs of the federation incurred in delivering educational services, as well as existing endowments and cyclical conditions.

In 1992 Federal Government, local states and the national trade union of teachers signed the National Agreement of the Basic Education Modernization⁷, which was the start of the decentralisation in the Education system. The objective was to enlarge the resources to local governments and therefore improve education quality, school infrastructure and to provide a better organization of the schools by local governments. Moreover, in order to remedy the centralisation problem and set the responsibilities, the cooperation and coordination of the levels of governments was essential to accomplish the goal of responding to the local school needs. Though, Joumard (2005) suggested that the allocation of expenditure to states was more a delegation of federally controlled budget than a significant grant of autonomy in the programme design.

Since 1998 it was established the use of a formula to allocate earmarked grants to improve transparency and equity across states. The main earmarked grants are targeted at basic education, health care, social infrastructure and actions to strengthen local public accounts. The federal transfer for basic education is distributed to every state through basic education grant⁸, which depends on the number of registered schools and number of teachers. States also receive other earmarked grants related to education such as, education infrastructure and school breakfasts⁹, and technological and adult

⁷ Diario Oficial de la Federación, May 1992

⁸ FAEB, Fondo de Aportaciones para la Educacion Basica

⁹ FAM, Fondo de Aportaciones Multiples

education¹⁰. However, the use of the formula still raise equity considerations existent previous the decentralisation, since the education spending per student differs across states.

Therefore, states have earmarked grants from federation to be spent exclusively on education; besides the extra resources they can get from state income, taxes, and federal participations to finance education. State governments had criticized the increasing pressure of the education spending had caused on their budget, crowding out investment on infrastructure and any other matters. The proposal to solve these problems included additional federal resources for basic education expenditures on state schools and it was suggested that these resources be distributed using a formula that assigned more participations to the states that spent more on education.

Graph 1 shows the public state spending on basic education per capita by State in prices of 2002. The tendency of the spending on basic education (in logarithm) by state, including transfers, participations and other sources are shown, every state assigns an important share of the total social spending to this account, but given income state differences and other factors, every state spends different amounts.

It is evident an increase in basic education spending after 1993 related to the agreement for modernization in the educational system, which was translated into more resources going directly to the states. However, some states showed higher rises than others, for example, one of the most developed states Nuevo Leon (19) this increase was not substantial because it was already higher; the change was very low as well for Estado de Mexico (15), Baja California (2), and Mexico City (9). However, among the states that this spending increased about 4 points are Quintana Roo (23) and Oaxaca (20), this last state with one of the lowest levels of development. Moreover, it is noticeable that, with the exception of Mexico City, all the states converge to a similar level of spending per capita after the year 1993.

5. Identification strategy

The aim of this paper is to estimate a labour supply for females and males in Mexico. It uses a complete set of household samples and corresponds with official information on spending on education across states and over the period 1988-2002. This objective is carried on by capturing the relationship between public spending on education and wages across states and use the first one as an instrument to estimate the labour supply, given the endogeneity of wages.

¹⁰ FAETA, Fondo de Aportaciones para la Educacion Tecnologica y de Adultos

The approach to reach this goal is to account for endogeneity of the wage, arising from unobservable characteristics affecting both wage and hours worked or from measurement error. That is, the individual jointly considers wages and hours worked to decide to accept the job; though in this paper the participation decision is not studied, only the situation when the individual is indeed a worker. Moreover, the endogeneity might arise from the fact that more productive or more able workers might obtain higher wages, but at the same time they would choose to work more hours, therefore the error term is no longer uncorrelated to wages, for this reason ordinary least squares estimation might not be appropriate. It is of interest to identify the wage effects using the public spending on education, and consequently, separate the unobservable information that affect both wage and hours worked to estimate a labour supply for each set of data. The identification strategy consists in using as an instrument the per capita public spending on education, which differs across states and over time. This expenditure is the amount spent on education made by every state per year. Therefore, this instrumental variable will be used to identify the wage effects and then estimate the labour supply.

More explicitly, the equations to be estimated are the following:

$$\ln(hours) = \gamma_0 + \gamma_1 X + \beta \ln(wage) + \phi geog + \pi time + \varepsilon \quad (2)$$

$$\ln(wage) = \delta_0 + \delta_1 X + \alpha \ln(pse) + \lambda geog + \theta time + \nu \quad (3)$$

Equation (2) represents the labour supply estimation, where **hours** represents weekly hours of work; **X** is a set of control variables that might be different according to the sub sample utilized. The **wage** variable is the hourly real wage in prices of 2002.¹¹ The variable **pse** represents the per capita public spending on education. To avoid multicollinearity problems, it was used an official geographical classification given by INEGI to group the states. **Geog** is a dummy variable that identifies the geographical region; otherwise, it would be included 32 dummy variables for every state. Besides, the time variable consists of 15 dummies for every year, leaving the year 1988 in the constant.

The endogeneity problem between hours of work and wages causes the error, ε , no longer independent of wages, thus the classical assumptions about the error are not satisfied; subsequently the estimation by OLS is biased and inconsistent. As it was stated before, the technique applied is instrumental variables (IV) or two stage least squares (TSLS). Using this procedure, it is possible to test if this instrument is valid. The equation (3) is the equation

¹¹ It was used the Consumer Price Index base 2002

that will be estimated in the first stage to obtain the predicted wages and incorporate it into the equation (2) to explain the variation in the hour of work, and to obtain the wage elasticity.

To have a valid instrument it is necessary that public spending on education have no direct influence on hours worked but a direct effect through wages. Bound, Jaeger, and Baker (1995) have questioned the relevance of the instrument, *pse*, to explain the variation in the endogenous variable, *wage*, because a weakly correlation between the instrumental variable and the endogenous variable can lead to a large inconsistency in IV estimates, even with a weak or inexistent correlation between the instrument, *pse*, and error, ε . They suggest the use of partial r-square and the F-statistic from the first stage estimation or equation 3, as indicators of the quality of the IV estimates.

Stock and Yogo (2005) provided quantitative definitions of a weak instrument and how to detect it based on a maximum IV estimator bias. They have obtained particular critical values that allow comparing to the first-stage F-statistic; if the value of this test is less than the critical value proposed the instrument is weak, otherwise is strong. Besides, they compared those critical values with the rule proposed by Staiger and Stock (1997) to find a weak instrument. In this test is used the F-statistic to test the null hypothesis that the instrument coefficients are zero in the first stage. Then, if the F-statistic is less than 10, it is a weak instrument. In the case of one or two instruments, Stock and Yogo (2005) found out that the use of Staiger and Stock's rule of thumb is not unreasonable as the maximum TSLS bias is no more than 10% with 95% of confidence level.

Murray (2006) discusses classic strategies for avoiding invalid instruments. In addition to the use of Stock and Yogo's critical values, he proposed to use alternative instruments and compare IV estimates with the finality to enhance credibility, this can be done by comparing labour supply estimates using different methods and observe how do they differ. In the result sections, it will be done the suggested tests for the validity of the instrument and compared them to the estimates from other studies.

For identification strategy purposes, the whole sample was divided in seven samples each for females and males, that is, there are fourteen small databases for the estimations. This separation is convenient to account the effects that different variables have over particular groups, for example, number of children is an important explanatory variable to decide how many hours to work for those who are married but the effect over singles may not be relevant. Moreover, the partition of the sample may facilitate the estimation of the income effect in sub samples. This is because of the

unavailability of information about non-labour income, thus the reported wage from the partner's will play an important role in the calculation of the income effect.

6. Main results

Section 6.1.1 presents the core wage and income elasticities for every demographic group or sub sample: singles, married, married either with or without children, and, for these last two divisions by those households where the head of family's spouse reporting his/her or wage. Section 6.1.2 discusses the issues regarding the first stage estimation, and finally Section 6.2, shows wage estimates including partner's wage.

6.1.1. Wage elasticities

Tables 3 and 4 show the main wage elasticities for females and males respectively, obtained by using both OLS and IV techniques, and the corresponding partial r-squares and F-statistics for the validity of the instrument. The estimated equations include explanatory variables such as: age, age square and cube, a dummy variable indicating any of the principal medical services IMSS, ISSSTE, other or none, schooling years, a dummy for every year and for every geographical region. In this section, for the case of married reporting partner's wage, wage variable was not included in the regressions; therefore there are no income effects.

From Tables 3 and 4 standard errors in OLS estimation are predominantly lower than those obtained from IV, therefore all the coefficients are highly significant, for both female and male's cases for all the sub samples. Third column of Table 3 shows female OLS wage elasticities, which are negative and are in the range of -0.17 and -0.28. Across female's sub samples there are apparently no major differences among the cases where married people have children either with husband reporting or not reporting wage; and for females without children, as they have almost the same coefficients and standard errors. From Table 4, male OLS wage elasticities are, in absolute value, lower than or equal to women and are around -0.15 and -0.19. This result means that income effect dominates and it is stronger in the case of females, which is consistent with Cahuc and Zylberberg (2004). The labour supply of females is more elastic, meaning that females would reduce hours of work in larger magnitude than males in the event of an exogenous increase in wages. However, given the endogeneity in wages and hours of work, these coefficients are neither unbiased nor consistent.

The IV coefficients are shown in the fourth column and differ depending on gender, marital status, children in the family and partner status, although several coefficients are insignificant. Wage elasticity becomes positive for single and married childless females whose husband is not reporting wage, and significant only for singles, which means that substitution effect dominates. For the rest of the sub samples this wage elasticity is negative and considerably lower than the OLS estimates, the same is observed in the males' case, except that singles keep the negative sign. The same coefficient, -0.086, was obtained for singles and childless married males, then it seems that neither marital nor partner status represent factors to differentiate responses. In order to assess the reliability of these estimates, it is necessary to check the results from the first stage.

6.1.2. First stage

In the fifth column of Tables 3 and 4, partial r-squares and t-statistics of the instrument are presented. Partial r-squares, which are shown in the first row of the column, are very small for both female and male sub sample suggesting the presence of a weak instrument; therefore, as Bound et al. (1995) pointed out IV estimates may lead to large inconsistencies. However, this is not the only condition to define a weak instrument. Following Stock and Yogo (2005) it is possible to test the weakness of the instrument by looking at the F-statistics¹², which are shown in the second row of the fifth column, and compare to their critical value, 8.96¹³, with a size of distortion of 15%. Besides, using the criterion of a maximum TSLS bias of 10% from Staiger and Stock (1997) rule that states that F-statistic has to be larger than 10 to have a strong instrument. From tables the t-statistics are above 10 rejecting the hypothesis of weak instruments by using any of the above decision rules, except only for three sub samples. This provides evidence that public spending on education is a strong instrument for all male sub samples, except childless married men whose wife is not reporting wage, and strong for most of females samples but weak for married either with and without children whose husbands do not report wage.

Moreover, the instrument has a negative relationship with wages for all the sub samples, one may expect it would be positive as higher spending on education generates a better education workforce, than may be able to command greater wage, and therefore the net benefits of investing on education are positive. However, the negative coefficient reveals that greater spending on basic education has brought negative net benefits during the

¹² t-statistic in the case of only one instrument and one endogenous variable

¹³ Critical value for the weak instrument test based on TSLS size, $r=0.15$, for one instrument and one endogenous variable, significance level of 5%, pp. 59.

period 1988-2002, since the sum of benefits of spending on basic education have not compensated the sum of costs of providing education, opportunity and monetary costs. For example, in states where education is low in absolute terms, the process of catching up other states levels can increase the cost of education, and benefits can be obtained in longer periods of time.

It is convenient to test the importance of using the instrumental variables technique to deal with the endogeneity problem. Otherwise, applying ordinary least squares can provide consistent estimators. A way to do this is to perform the Hausman test, in this case an application of the Wald statistic for comparison between efficient and inefficient estimators. Under the null hypothesis that OLS and IV estimators are both consistent estimators, the results of this test are shown in the first row of the last column. It is possible to observe that, for most of the sub samples, this hypothesis is rejected, which means that the IV estimator is the consistent estimator and that the IV technique should be used. However, for mothers whose husband is not reporting wage, OLS estimator might be the appropriate technique.

According to Wooldridge (2001) another way to check if the endogenous variable is indeed endogenous is by using a regression test to determine whether the differences between OLS and 2SLS are statistically significant. Thus if the error terms in the equations (2) and (3) are correlated then wage is an endogenous variable. To prove this, it is proposed to run the equation (3), obtain the residuals and include the residuals in the equation (2), if the estimated coefficient of the residuals is statistically different from zero or rejecting the null hypothesis, then conclude that wage is indeed an endogenous variable. Results are shown in the second row of the last column. This coefficient was different from zero for almost all the sub samples¹⁴, except for mothers whose husband is not reporting wage, which is consistent with the inference obtained from the Hausman test for this sub sample, that OLS should be used instead of IV.

In general, females wage elasticities are insignificant for most of the samples while in the male's case four sub samples have significant wage elasticities. These results might be modified with the inclusion of partner's wage because of the income effects that can affect spouse's behaviour.

¹⁴ Comparing to the classical critical values, 1.96 for 95% and 1.645 for 90% of confidence level.

6.2. Income elasticities

This section will analyse the labour supply elasticity in the presence of other income in the household, given by the partner's wage. Income effect can be estimated by including the wage reported by the head of the family's partner in the estimation. This data is available only for married, since singles do not live with a partner, otherwise they were considered in the group of married or cohabitant. Thus wage and income elasticities are shown for these groups only. The corresponding test for differences of the coefficients including and excluding partner's wage confirm that those coefficients are statistically different for every case, female and male either with children or without children, though these results are not shown.

Table 5 presents wage and income elasticities including in the estimation of the partner's wage. Comparing OLS wage elasticities coefficients with the ones obtained in 6.1.1 they become smaller for both cases and keep the same signs. Looking at the IV estimators there are some differences as in Table 5 wage elasticity for married females, with or without children, becomes positive and in absolute value slightly larger in magnitude. In Table 3, for these sub samples, the income effect dominates, while with the inclusion of the husband's wage the substitution effect dominates. Besides, IV estimators are lower in absolute value than those obtained by OLS. In the male's case, IV wage elasticities become positive only for fathers but these elasticities are still lower in magnitude than females. For all these cases wage elasticities are still insignificant. Moreover, IV wage elasticities for mothers and fathers are alike; a different situation occurs to childless women and childless men where it is observed huge differences and the effect is stronger for women, this is consistent with van Soest (1995) where he mentioned the stylised fact that family composition affects the wife's labour supply more than the husband's. Besides, it is consistent to Blundell, Duncan and Meghir (1998) about women with children have the highest wage elasticities, as it is evident from table 5, females with children have the highest wage elasticities than childless.

Income elasticities are highly significant and negative for both men and female. Mothers' income elasticities seem to be stronger in absolute value than fathers', this can be related that to what Gong and van Soest (2002) found regarding cross-wage elasticities of the husband with respect to his wife tend to be small. Besides, they have a negative sign confirming that leisure is a normal good.

Regarding to the validity of the instrument, from the first stage estimation, t-statistics show that the instrument is not weak, since the maximum TSLS

bias is less than 10% in every case¹⁵. The public spending on basic education coefficients are also shown; the negative sign indicates that the costs of providing basic education are not yet compensated by the benefits of more education. Therefore, more spending on basic education would increase more the costs than benefits, in order to reach the equilibrium condition that the flow of marginal benefits equal the flow of marginal costs, wages would be reduced, and then depending on the effect that dominates, workers would decide to reduce or increase hours of work.

Comparing the wage coefficients for married, either with or without children, from Table 4, they did not show any apparent significant difference, however by including the partners' wage seems that men and women would react increasing the hours of work instead of reducing them, except for childless males, and more particularly that this decision would be stronger for those with children, especially females with children as they become more elastic.

7. Heterogeneous responses

The exercise in the previous section has shown that wage elasticities are highly sensitive depending on the sample or group considered. Therefore, different responses are observed depending on particular characteristics of the sub sample considered.

This section will explain the results obtained from estimating wage and income elasticities, while controlling for demographic characteristics, and, more importantly, comparing these elasticities by geographic regions, education level and age groups. Though the data available are repeated cross-section over time, the objective is to analyse the heterogeneous responses from a different set of samples: childless singles, childless married and married with children. In the models concerning married the income of the head of family's partner is included, therefore the results only show income elasticities for sub samples where females and males report their partner's wage. This coefficient will be interpreted as income elasticity and the corresponding results will be shown in the following sections.

¹⁵ Based on t-statistic larger than 10

7.1. OLS results

This section summarises OLS wage elasticities, the corresponding tables are not shown since for every sub sample and group there are no remarkable differences especially by region and age group, although by education level the variation is somewhat larger, the coefficients are highly significant. Besides, these OLS coefficients are in the range of those obtained in Table 5. Wage elasticities are negative for both men and women indicating that the income effect dominates, that is, an exogenous increase in wages may lead to reduce hours of work. Male least square wage elasticities are similar to females but less strong. Because it could not be found differentiated responses, least squares wage elasticities are not capturing the different responses of the labour supply by sub samples and groups. That is, these estimates do not explain the diverse responses of hours worked when a change in wages occurs, since it is expected that a married women will react in a different way to single women or even differently from men. Cunningham (2001) quoted that labor supply behavior may be more subject to the constraints imposed by household roles rather than gender. Moreover, it would be expected differentiated responses from regions, education levels, and age groups. Therefore, least squares estimates are biased and inconsistent and need to be controlled for the wage endogeneity.

7.2. IV Estimates by region

Table 6 shows females IV wage elasticities coefficients, and Table 7 the corresponding coefficients for males. The number of observations and instrument coefficients in the first stage of the estimation are shown in Tables 8 and 9. Looking at the wage elasticities by region, the coefficients are large in magnitude compared to the main results, Table 3 and Table 5, where most of them were insignificant. From Table 8 and 9, it is evident a positive relationship between the public spending on basic education and wages, which suggests that the net benefits of investing on education are positive in the North Border and Pacific. Though, a negative relationship is found in North Centre, Centre and Gulf, thus the cost flow of spending on basic education has not been compensated by the flow of receipts or benefits of having a better educated labour force.

In the north centre region, female married groups with or without children have highly significant and larger positive elasticities than any other region. It is evident that the largest wage elasticity estimated is for mothers in the North Centre, 2.57, its positive sign reveals that the substitution effect dominates and that women would have preference for work given a rise in wage. Furthermore, given the increasing tendency of spending on education and its negative correlation with wages, women would reduce hours of work

in the North Centre more than any other region. The same effect is observed for childless married, which is nearly 1.

In North Border and Pacific, IV wage elasticities for mothers are alike and still high; more interesting, they are equivalent to the one obtained by Gong and van Soest (2002) for a similar sample in Mexico City, 0.87. Therefore given these results, one can argue a small selectivity bias from using a sample of workers only; such bias for women is more relevant since their increasing participation in the labour market, Heckman (1993). Besides, following Murray (2006) comparing estimates is another strategy to prove the validity of the instrument. Moreover, in the North Border and Pacific, the per capita spending on education has a positive relationship with wages, then more spending is positive related to higher wages: if wages increase in 10%, mothers in this region would increase hours worked in about 8.7%, given that the substitution effect dominates. Singles and childless married in North Border show smaller responses to change in wages, 1.4% and 2.2% respectively, evidently larger than wage elasticities presented in Table 5.

On the contrary, in Gulf the spending on education has a negative correlation with wages, since the substitution effect dominates, women would react working fewer hours. For example, with a reduction in wages of 10%, the reduction in hours worked would be about 6.7% for mothers and 5.3% for childless married women. Finally, in the Centre¹⁶, wage elasticities are the lowest for all the sub samples compared to other regions, although they are all insignificant.

The wage elasticities coefficients for males are shown in Table 7. Overall, most of the male wage elasticities are lower in absolute value than females'; this is expected according to Cahuc and Zylberberg (2004). For example, with a rise of 10% in wages in the North Border, fathers would increase in about 4% hours worked while the increase in hours worked for mothers would be 9%; this reveals that women are relatively more elastic than men. However, men and women, in the North Border, have similar labour supply elasticities, their responses to changes in wages are around 1% for singles and 2% for childless married. In general, mothers and fathers have wage elasticities larger than childless and singles' in any region, since they have to bear child costs, which takes the form of parental time according to Apps and Rees (2001).

¹⁶ It was carried out a Robustness check excluding Mexico City, wage elasticities became slightly larger and significant and kept the same sign.

Considering only the significant coefficients from Table 7, substitution effect dominates. The relationship between public spending on education and wages is in the same direction to the females' case: in the North Border and Pacific is positive and negative in the rest. In the North Centre, married men show clearly lower responses to wage changes than females, if there is an exogenous wage increase of 10%, they would increase hours worked in about 5%, contrasting to 9.8% and 25% of women's response. In the Gulf, fathers have the largest men response; they would increase labour supply in 6.15%.

7.3. IV Estimates by education level

This section examines wage elasticities by education level. No education means that individuals reported nil approved years of education¹⁷; basic education when reported that last degree completed was secondary or junior school; technical education when reported curriculum-focused instruction; and higher education when reported at least high school education.

From Tables 6 and 7, married women and men with basic and higher education have the only significant wage elasticities as well as singles women with higher education and single men with basic education. The coefficients are positive for those with higher education, although for mothers and men sub samples with basic education are negative. Moreover, public spending on education has a negative relationship with wages for those with basic and higher education, and a positive or negative relationship for the rest of the sub samples although in the cases where the instrument coefficients were positive, they resulted insignificant. It is evident that for married with technical studies and no education wage elasticities are extremely large, especially for childless males, though they are not significantly different from zero.

Women and men with children would react in different ways depending on the substitution or income effect that dominates and the level of education they hold. For those with basic education, the income effect dominates for singles, mothers and all men sub samples. Therefore, if government increases public spending on education, given its negative relationship with wages, it would make these groups to increase their hours of work. Assuming a reduction in wages of 10%, mothers would increase hours of work in 3.4%, while fathers in 1.23%; however single and childless married men would increase worked hours in 4% and 4.6% respectively, which are larger than mothers' response.

¹⁷ Observations where people refuse to report their last degree completed were excluded.

On the contrary, wage elasticities are mostly positive for workers with higher education. Thus, substitution effect dominates for mothers, single women and fathers with higher education; they would react by working additional hours as wages rise. This is consistent with the findings in Gong and van Soest (2002) suggesting that highly educated individuals tend to have higher wages and work more hours and, therefore, prefer to work. Women with children and higher education are more elastic than single women and fathers with the same level of education. For instance, with a drop in wages of 10%, mothers and single women would reduce hours of work by 6% and 1.3% respectively, while fathers by 2.4%. Then, it is evident that the response of mothers and fathers with higher education is stronger or relatively more elastic than those with basic education. This result means that married women and men with high education would work much fewer hours than those with basic education when a reduction in wage occurs.

Comparing these estimates with the main results, it is evident that the lowest coefficient presented in this section, single females with higher education, has a larger coefficient than estimates in Tables 3-5.

7.4. IV Estimates by age

Tables 6 and 7 show the wage elasticities by three age groups, 20-30, 31-44 and 45-55 years old. The finality of this partition is to observe the hours worked responses to changes in wage; akin to previous estimations, wage endogeneity is identified by the public spending on basic education made at the state level that may affect differently these groups. From first stage estimations, Tables 8 and 9, the relationship between the instrument and wages is negative for any age group, which suggest that not even breaking the population by age it is possible to find positive net benefits of investing on basic education during 1988-2002.

Wage elasticity coefficient of single women in the first age group, 20-30 years old, is near to the one obtained for married childless, -0.04, from Table 3 where it was excluded the husband's wage, and alike with a different sign to the one obtained in Table 5 when this partner wage was included. Similar to the estimates mentioned, it was insignificantly different from zero. Singles and mothers aged 31-44 years old would have diverse responses, given that for singles income effect dominates while for married the substitution effect dominates, although coefficients are not statistically different from zero. It is interesting to point out that as married childless females get older, wage coefficients become relatively more elastic. In other words, given a reduction in wages, women would respond by working fewer hours as they get older, but once again these responses are not significant. Moreover, wage elasticity of single female aged 45-55 years old is significant and positive, indicating

that substitution effect is stronger. Given a reduction of 10% in wages, single women in this group would react working more hours by 2.3%, thus inelastic since the response is less than proportional. Childless married show larger responses of 7.8%, though it is insignificant.

Table 7 shows wage elasticities for men, which differ from females' case. It is observable mixed responses, for example, single men aged 20-30 years wage elasticity is the same as fathers' response of aged 31-44 years old though with different sign. Then, with an exogenous reduction in wages of 10%, singles would increase hours worked by 1.7% while fathers would reduce them by 1.7%. On the other hand, single men in the group 45-55 have marginally stronger and negative response to wage changes; they would increase hours worked by 2.1% and it is the largest wage elasticity estimated for men. Contrasting single men and women in the same age group, 45-55, women are relatively more elastic than men; nevertheless women would reduce their hours worked by 2.3%. Therefore, it is evident different responses to changes in wages by gender and age.

Moreover, the wage elasticity for fathers aged 20-30, is slightly larger but with a different sign than the one obtained in Table 5. Then, if there is a reduction of 10% in wages, fathers instead of reducing hours of work by 6.2% because of the substitution effect fathers aged 20-30 would increase hours of work by 7.3%, almost the same magnitude as was predicted in the main results.

Nevertheless, only some of the wage elasticities obtained by age groups are close in magnitude but different in sign to the ones estimated in the main results where partner's wage was excluded. Therefore, it seems that the inclusion of the partner's wage and age group partition in the estimation can help to differentiate responses from different sub samples and demographic characteristics.

7.5. Income elasticities from heterogeneous responses

To complement the analysis, it will be shortly described the income elasticities.¹⁸ As it has been explained, they are available only for those married either with or without children who have partner reporting his/her wage. All income elasticities are negative so this indicates that leisure is a normal good and, at the same time, that if the partner's wage rises, the hours of work of the surveyed people would be reduced as a consequence of an income effect.

¹⁸ The tables are available by request

Only for married with children income elasticities coefficients for males are lower than females, Gong and van Soest (2002) obtained a similar result for the Mexican case. Although for childless it is not always the case. Significant female income elasticities are around -0.04 and -0.37 , while for males the range is around -0.006 and -0.4 . For mothers living in the North Border and Pacific, income elasticities are close to the income elasticity, -0.17 , obtained by Gong and van Soest (2002).

7.6. Summary IV estimates

Table 10 presents a summary of the income and substitution effect that dominate for every category or observable attribute: region, education level and age. The substitution effect dominates for most of the cases and generally for married, either females or males with children, especially, in the North Border where wage elasticity coefficients for all the sub samples were significant. Whilst the income effect dominates for males sub samples such as, singles, married either with and without children all holding basic education and singles by age structure; for females the income effect dominates only for mothers with basic education.

Conclusion

The results of the labour supply analysis in Mexico across states over the period 1988-2002 show that the instrument, the per capita spending on basic education, is suitable for controlling the endogeneity between wages and hours of work because wage effects can be identified by the differences in spending on education at the state level. It is observed a convergence of the per capita spending on education by states after 1993; this tendency contribute to reduce the disparities across states. Moreover, the results suggest that Instrumental Variables should be used given that least square estimations do not capture the different responses of the labour supply by sub samples and groups; that is, it is expected that a married woman will react in a different way than a single woman or even differently from men or women of different regions, education levels or age groups.

The results obtained from the first stage of the estimation reveal a negative relationship between the public spending on basic education and wages in most of the models, except in North Border and Pacific. Following the theory of human capital¹⁹ spending on education is an investment that will generate future productivity only at a cost. Therefore, the results suggest that the present value of the receipts of investing on education are not yet

¹⁹ Becker (1964)

compensated by the present value of the costs of providing basic education. This effect does not mean that investing on education is not a profitable investment but that a longer period of time should be considered, since 15 years analysed in this paper are not enough time to show positive net benefits. Barceinas and Paredes (2003) have found that basic education is highly profitable in Mexico from government's point of view; and that the initial investment can be recovered in about 22 years for primary education.

The inclusion of the partner's wage in the estimation can help to differentiate responses from different sub samples and demographic characteristics. The wage elasticities are sensitive to the group considered and to the status of the husband or wife in the household and whether or not they have children. In general, it is possible to observe that female wage elasticities are larger than males' in terms of absolute value. Moreover, females with children are more elastic than any other female group; for males this is true for some cases. The effect on wages is highly significant although the coefficients are small in the main results but when differentiated by region, the level of education and age become larger and stronger. Therefore, a public policy of increasing the spending on basic education had a positive or negative association with wages and different responses in the choice of hours worked can be observed, depending on whether or not there are children as well as other characteristics of the head of the family. For example, given the positive correlation between per capita state spending on education over wages in the North Border and Pacific, and given that the substitution effect dominates, women and married men, living in these regions, would choose to work more hours as wages rise. However, in the North Centre, as this correlation is negative with wages, the result would be reducing the hours worked, given lower wages.

On the contrary, income effect dominates for mothers and fathers with basic education. Lower wages would make them to increase their hours of work. However, lower wages for those with higher education imply the opposite as the substitution effect dominates, therefore mothers and fathers would react by working fewer hours, and this effect is stronger for females. Therefore, having higher education is more significant for females than it is for males, and makes married women more elastic than singles, especially mothers. This is consistent with the fact that the cost of time devoted to non-working time is high, particularly for females with higher education

Finally, the results of the IV estimates show that the substitution effect dominates in four of the five regions considered, which means that the corresponding sub samples of women and men have a preference for working after an increase in wages. This fact does not completely match to the definition of workaholism. Nonetheless, those with at least high school education show a preference working as the substitution effect dominates;

this is observable only for fathers, mothers, and single females. This may suggest because of workaholism, however, considering the low average wages, it is not possible to assure that this effect occurs. The predilection of working may reflect the fact that average hourly wages are still low, meaning that a reduction in wages would make people work more hours, income effect, in order to meet family expenses, especially people with basic education.

References

Alesina, A., Glaeser, E. and Sacerdote, B. (2005), "Work and Leisure in the United States and Europe: Why So Different?", Harvard Institute of Economic Research, Discussion paper 2068.

Angrist, J.D, and Krueger, A.B. (1991), "Does compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp. 979-1014.

Artecona, R. and Cunningham, W. (2002), "Effects of Trade Liberalization on the Gender Gap in Mexico." Policy Research Report on Gender and Development, Working Paper 21. World Bank, Washington, D.C.

Apps, P. and Rees, R. (2001), "Household Production, Full Consumption and the Costs of Children", *Labour Economics*, 8, pp. 621-648.

Barceinas, F. and Raymond, J. (2003), "¿Es rentable para el sector publico subsidiary la educacion en Mexico?", *Investigacion Economica*, UNAM, No. 244.

Becker, G. (1964), "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education", National Bureau of Economic Research, distributed by Columbia University Press.

Bound, J., Jaeger, D. and Baker, R. (1995), "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, No. 430, pp. 443-450.

Blanchard, O. (2004), "The Economic Future of Europe," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, pp. 3-26.

Blundell, R., Duncan, A. and Meghir, C. (1998), "Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms", *Econometrica*, Vol. 66, No.4, pp. 827-861.

Blundell, R. and MaCurdy, T., (1999) "'Labor Supply: A Review of Alternative Approaches," Handbook of Labor Economics, Volume 3. North-Holland Publishing Co, Amsterdam.

Cahuc, P. and Zylberberg, A (2004), "Labor Economics", the MIT Press.
Consumer Price Index. Mexican Central Bank.

Cunningham, W. (2001), "Breadwinner or Caregiver? How Household Role Affects Labor Choices in Mexico", World Bank Working Papers.

Gomez, A. and Madrigal, L. (2005) "The Evolution of Women's Labor Force Participation in Mexico during the 20th Century: An Economic Perspective", Documento de Trabajo CIDE, No. 334.

Gong, X. and van Soest, A. (2002), "Family Structure and Female Labor Supply in Mexico City", The Journal of Human Resources, Vol 37, No.1, pp. 163-191.

Guichard, S. (2005), "The Education Challenge in Mexico: Delivering good quality Education to all", Economics Department Working Papers, No. 447, OECD Publishing.

Hamermesh, D., and Slemrod, J. (2005) "The Economics of Workaholism: We Should Not Have Worked on This Paper", NBER Working Paper No. 11566.

Heckman, J. (1993), "What Has Been Learned About Labour Supply in the Past Twenty Years?", The American Economic Review, Vol. 83, No. 2, pp. 116-121.

Joumard, I. (2005), "Getting the Most Out of Public Sector Decentralisation in Mexico" OECD Economics Department, Working Paper No. 453.

Meléndez-Barrón, J. (1996), "Elasticidad de la oferta de trabajo en el Area Metropolitana de Monterrey: el tratamiento de los problemas de sesgo por 'selección' en la regla de participación laboral y por 'endogeneidad' del salario", Ensayos. Vol. XV, Núm. 1, Mayo. pp. 1-32.

Mexican System of the National Accounts for state governments, National Institute for Statistics, Geography and Information, INEGI.

Murray, M. (2006), "Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments", Journal of Economic Perspectives, Vol. 20, Number 4, pp. 111-132.

National Agreement of the Basic Education Modernization (1992). Diario Oficial de la Federacion.

National Urban Employment Survey, 1988-2002, National Institute for Statistics, Geography and Information, INEGI.

Prescott, E.C. (2004), "Why Do Americans Work So Much More Than Europeans?", Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol. 28, No. 1, pp. 2-13.

Presidential Report (2005), Presidencia de la Republica Mexicana.

Psacharopoulos, G., and Woodhall, M. (1985), "Education for Development: An Analysis of Investment Choices", Oxford University Press for the World Bank.

Scott, J. (2001) "Who benefits from Social Spending in Mexico?", Programa de Presupuesto y Gasto Publico, Centro de Investigacion y Docencia Economica, CIDE.

Staiger and Yogo (1997), "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments", *Econometrica*, Vol. 65, No. 3, 557-586.

Stock, J. and Yogo, M.,(2002) "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", National Bureau Of Economic Research, NBER, Technical Working Paper 284.

Valero, J. and Tijerina, A. (2006), "Labor supply response to personal income taxation in Mexico", *Economic Analysis Working Papers*, Vol.6, Issue 11.

Van Soest, A. (1995), "Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach", *The Journal of Human Resources*, Vol. 30, No.1, pp 63-88.

Wooldridge, J. (2001), "Introductory Econometrics: A Modern Approach", South-Western College Pub, Second Edition.

Table 1
Descriptive statistics of the household samples

FEMALES	Total	Single	Married	Married with partner reporting wage	Married with partner not reporting wage
Observations	800,214	40,017	576,261	536,678	39,583
real hourly wage (dollars)	\$25.73	\$28.4	\$26.8	\$27	\$24.35
hours worked	38.1	42	37	36.9	38
schooling	9.5	11.4	9.85	9.92	8.8
% at least one child		-	91.25	90.6	94.5
MALES					
Observations	1'737, 209	76,327	1'628, 547	589,834	1'038, 713
real hourly wage	\$27	\$26.8	\$27.08	\$28.6	\$26.2
hours worked	48.0	46.8	48.08	47.19	48.58
schooling	9.3	10.2	9.32	10.2	8.83
% at least one child		-	91.9	88.2	94.1

Source: Own calculations from ENEU-INEGI 1988-2002.

Table 2
Skilled and unskilled single childless workers

	Observations	Real hourly wage	Total hours of work	Schooling years
Single females				
Unskilled	21,505	18.6	44	9.5
Skilled	18,512	39.7	39.7	13.8
Single males				
Unskilled	53,821	19.1	48.2	8.8
Skilled	22,506	45.2	43.4	14.1

Source: Own calculations from ENEU 1988-2002, INEGI.

Table 3
Female main results

Sub samples	Observations	OLS	IV	Partial R-square (x100) t-statistic	Hausman Wooldridge tests
Singles without kids	40,009	-.17*** (.0024)	.072** (.036)	0.56 -15.07	45.39 -7.52
Married without kids	50,368	-.21*** (.0025)	-.024 (.043)	0.37 -13.74	18.77 -4.51
Married without kids & husband reporting	48,203	-.21*** (0.0025)	-.04 (.043)	0.38 -13.53	15.68 -4.06
Married without kids & husband not reporting	2,165	-.22*** (.013)	0.44 (0.40)	0.24 -2.25	2.72 -2.5
Married with kids	525,814	-.28*** (.001)	-.034 (.049)	0.05 -16.69	25.43 -5.36
Married with kids & husband reporting	488,400	-.28*** (.0010)	-.023 (.050)	0.04 -15.29	26.43 -5.44
Married with kids & husband not reporting	37,414	-.28*** (.0037)	-.039 (.245)	0.03 -3.07	0.9678 -1.06

Standard errors in parenthesis

* Significant at 90% level of confidence

** Significant at 95% level of confidence

*** Significant at 99% level of confidence

Table 4
Male main results

Sub samples	Observations	OLS	IV	Partial R-square (x100) t-statistic	Hausman Wooldridge tests
Singles without kids	76,317	-.17*** (.0017)	-.086** (.043)	0.16 -11.18	3.82 -2.06
Married without kids	93,855	-.15*** (.0014)	-.058* (.033)	0.19 -13.52	7.79 -2.84
Married without kids & wife reporting	52,426	-.15*** (.002)	-.086** (.038)	0.27 -11.95	2.84 -1.78
Married without kids & wife not reporting	41,429	-.15*** (.0022)	.021 (.0804)	0.08 -5.85	4.53 -2.29
Married with kids	1'534, 472	-.17*** (.00036)	-.053** (.024)	0.02 -19.35	23.77 -5.0
Married with kids & wife reporting	537,332	-.19*** (.00064)	-.033 (.031)	0.05 -16.14	25.66 -5.31
Married with kids & wife not reporting	997,140	-.16*** (.0004)	-.051 (.036)	0.02 -12.48	9.168 -3.04

Standard errors in parenthesis

* Significant at 90% level of confidence

** Significant at 95% level of confidence

*** Significant at 99% level of confidence

Table 5
Female wage and income elasticities

Sub samples	Observations	OLS Wage elasticity	IV Wage elasticity	Income elasticity	1. Partial R- square (x100) 2. Instrument coefficient 3. t-statistic
Females					
Married without kids & husband reporting	48,203	-0.18*** (.0026)	.043 (.051)	-.074*** (.0069)	0.30 -.037*** -12.08
Married with kids & husband reporting	488,400	-.23*** (.0010)	.072 (.055)	-.108*** (.0059)	0.04 -.015*** -14.36
Males					
Married without kids & wife reporting	52,426	-.12*** (.0020)	-.005 (.048)	-.076*** (.0093)	0.19 -.032*** -10.05
Married with kids & wife reporting	537,332	-.16*** (.00066)	.062 (.039)	-.08*** (.0058)	0.04 -.014*** -13.86

Standard errors in parenthesis

* Significant at 90% level of confidence

** Significant at 95% level of confidence

*** Significant at 99% level of confidence

Tabla 6
TSLS Female Heterogeneity Responses: wage elasticity

FEMALES IV	Single without children	Married without children	Married with children
By region			
North Border	0.14** (.063)	.22** (.096)	.87*** (.210)
North Centre	0.80 (0.51)	.98** (.50)	2.57** (.916)
Centre	.024 (.030)	-.026 (.044)	-.031 (.050)
Pacific	-.021 (.21)	.018 (.55)	.86** (.361)
Gulf	.97 (0.81)	.53** (.24)	.67*** (.115)
By Education level			
No education	-1.49 (1.63)	1.85 (3.41)	-.57 (.815)
Basic	-0.35 (.23)	.70 (1.02)	-.34*** (.073)
Higher	0.13*** (.039)	.079 (.0648)	.59*** (.133)
Technical	-0.0035 (.081)	-.146 (.109)	.44 (.835)
By age			
20-30 years old	-.043 (.066)	-.078 (.048)	-.033 (.075)
31-44 years old	-.0045 (.041)	.23 (.147)	.11 (.080)
45-55 years old	.23** (.084)	.78 (.718)	.035 (.162)

* Significant at 90% confidence level

** Significant at 95% confidence level

*** Significant at 99% confidence level

+ Includes sub samples where the partner's wage is reported

Tabla 7
TSLS Male Heterogeneity responses: wage elasticity

MALES IV	Single without children	Married without children	Married with children
By region			
North Border	.113*** (.037)	.23** (.082)	.37*** (.056)
North Centre	.061 (.091)	.51*** (.16)	.54*** (.087)
Centre	-.037 (.037)	-.022 (.048)	.029 (.037)
Pacific	.132 (.149)	.604 (.42)	.202*** (.064)
Gulf	.41* (.235)	1.22 (1.56)	.615*** (.125)
By Education level			
No education	-.78 (.84)	-1.36 (1.506)	-.074 (7.05)
Basic	-.40* (.215)	-.46** (.215)	-.123** (.049)
Higher	-.021 (.039)	.035 (.053)	.24*** (.064)
Technical	-.17 (.250)	-54.06 (3472.3)	-1.02 (6.13)
By age			
20-30 years old	-.17* (.102)	-.098 (.067)	-.073 (.098)
31-44 years old	-.003 (.057)	.015 (.078)	.17** (.055)
45-55 years old	-.21** (.099)	.213 (.136)	-.077 (.075)

* Significant at 90% confidence level

** Significant at 95% confidence level

*** Significant at 99% confidence level

+ Includes sub samples where the partner's wage is reported

Tabla 8
IV Female responses-first stage

FEMALES	Single without children	Married without children	Married with children
By region			
North Border	11,733 0.16***	15,625 0.102***	149,835 .036***
North Centre	6,907 -.043**	7,940 -.050**	89,194 -.018***
Centre	6,071 -.074***	7,331 -.046***	73,392 -.018***
Pacific	8,080 .058**	8,910 .025	101,358 .0226***
Gulf	7,218 -.046	8,397 -.10***	74,621 -.087***
By Education level			
No education	353 -.035	410 .031	12,150 -.0088
Basic	10,122 -.017**	11,828 -.0074	192,600 -.02***
Higher	18,384 -.08***	22,859 -.041***	148,438 -.015***
Technical	11,158 -.041***	13,117 -.027***	135,276 -.002
By age			
20-30 years old	19,993 -.043***	33,396 -.046***	128,786 -.022***
31-44 years old	14,214 -.076***	12,527 -.027***	288,509 -.014***
45-55 years old	5,802 -.073***	2,280 -.022*	71,105 -.013***

* Significant at 90% confidence level

** Significant at 95% confidence level

*** Significant at 99% confidence level

+ Includes sub samples where the partner's wage is reported

Tabla 9
IV Male responses-first stage

MALES	Single without children	Married without children	Married with children
By region			
North Border	26,356 .17***	16,990 .108***	157,563 .071***
North Centre	9,751 -.10***	8,584 -.097***	97,670 -.054***
Centre	11,512 -.041***	7,438 -.035***	78,374 -.016***
Pacific	14,084 .077***	9,998 .045**	115,780 .057***
Gulf	14,614 -.071**	9,416 -.023	87,945 -.060***
By Education level			
No education	1,642 .024	453 -.046	11,457 -.0006
Basic	34,854 -.0094**	17,843 -.015**	255,695 -.015***
Higher	32,701 -.055***	28,567 -.038***	219,380 -.016***
Technical	7,130 -.016*	5,575 .00016	50,864 .00057
By age			
20-30 years old	40,793 -.018***	32,728 -.029***	125,586 -.0107***
31-44 years old	26,973 -.040***	16,928 -.033***	303,455 -.015***
45-55 years old	8,551 -.041***	2,770 -.059***	108,291 -.0158***

* Significant at 90% confidence level

** Significant at 95% confidence level

*** Significant at 99% confidence level

+ Includes sub samples where the partner's wage is reported

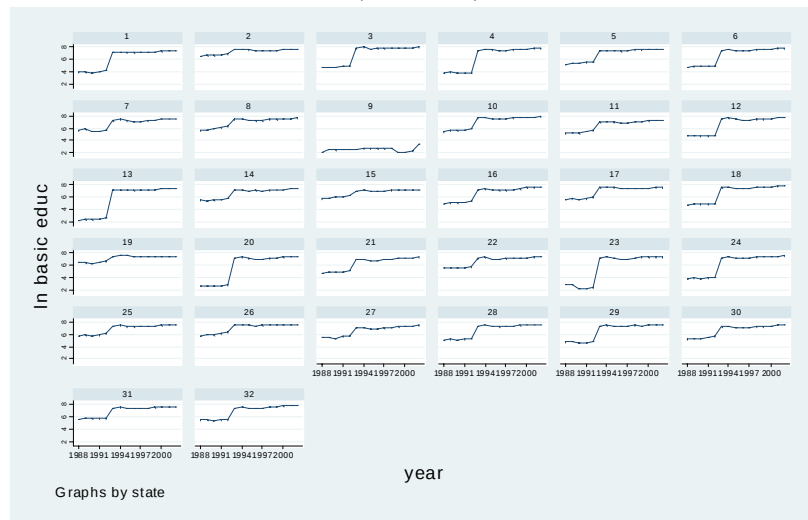
Table 10
Heterogeneous responses summary

		Income effect		Substitution effect	
		Women	Men	Women	Men
By Region	North Border			A	A
	North Centre			MW, MC	MW, MC
	Centre				
	Pacific			MC	MC
	Gulf			MW, MC	S, MC
By Education level	None				
	Basic	MC	A		
	Technical				
	Higher			S, MC	MC
By age structure	20-30		S		
	31-44				MC
	45-55		S	S	

A-All sub samples; S-Singles

MW-Married without children; MC- Married with children

Graph 1
Public state spending on basic education per capita by state
(base 2002)



Subdesarrollo y globalización

David Mayer Foulkes*

Resumen

Se presenta una teoría del desarrollo y el subdesarrollo en el mediano y largo plazo, basado en la teoría del cambio tecnológico endógeno. El contexto económico es el de la economía global abierta, en la que existen transferencia tecnológica, innovación, comercio e inversión extranjera directa. Ceteris paribus, bajo el libre comercio, la asignación agregada de sectores innovadores entre países es proporcional a su capacidad productiva, una vez tomadas en cuenta la transferencia tecnológica y la innovación. Esto significa que economías pequeñas o atrasadas divergirán, ya sea experimentando tasas de crecimiento menores a las de los líderes tecnológicos, o manteniendo rezagos de equilibrio en su capacidad productiva e ingreso. Por su parte, la inversión extranjera directa obtiene ganancias extraordinarias que le generan mayores incentivos a la innovación, y además desplaza la innovación local. Esto es, también resulta en incentivos asimétricos a la innovación que favorecen a los países líderes. Se desprende que las hipótesis usuales de la teoría del cambio tecnológico endógeno tienen como consecuencia, bajo las condiciones de la globalización, que las fuerzas de mercado inducen el desarrollo o el subdesarrollo: las economías pueden converger a estados estacionarios persistentemente desiguales y divergentes. Aún así, políticas económicas suficientemente fuertes en transferencia tecnológica, que compensen los desbalances en los incentivos a la innovación, pueden conducir a una transición al desarrollo con altas tasas de crecimiento.

* Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE) 2007

Introducción

El propósito de este trabajo es delinear una teoría del subdesarrollo en el mediano y largo plazo, cuyos ejes principales son el cambio tecnológico y el comercio internacional. La aportación principal es demostrar que en este contexto, surgen simultáneamente los procesos de desarrollo y subdesarrollo. Se parte del supuesto, comúnmente aceptado, de que las diferencias de ingreso entre los países se deben principalmente a diferencias en su productividad, es decir, a diferencias en sus niveles tecnológicos de producción, a diferencias en el desarrollo de sus fuerzas productivas.

El análisis del cambio tecnológico, que abarca desde adopción tecnológica hasta investigación y el desarrollo de las mismas, es el eje principal del análisis del crecimiento económico. Pues bien, en el contexto de la globalización, la operación del comercio y de la inversión extranjera directa no solamente da como resultado la asignación internacional de la producción, sino que a la vez, deriva en la asignación internacional de los sectores de innovación. A grandes rasgos, las ventajas comparativas, los niveles tecnológicos y las posibilidades de innovación y transferencia tecnológica determinan los sectores competitivos de cada país, los sectores en los que participarán tanto en la producción como en la innovación. En el equilibrio macroeconómico mundial resultante, la distribución de sectores productivos, y por lo tanto de sectores innovadores, depende de la capacidad productiva de cada país. El volumen de sectores que puede conquistar cada país para abastecer mercados mundiales es proporcional a su capacidad productiva, una vez tomadas en cuenta las mejoras productivas obtenidas de la innovación y de externalidades de transferencia tecnológica entre países. De esto, se desprende que la convergencia al desarrollo puede ocurrir solamente a partir de ciertos niveles mínimos de capacidad productiva nacional, debajo de los cuales puede resultar imposible alcanzar el desarrollo.

Dicho en forma más técnica, del conjunto de hipótesis económicas comúnmente aceptadas para describir el cambio tecnológico y el comercio, se deduce la existencia de equilibrios múltiples en el crecimiento económico; es decir, de equilibrios altos y bajos que corresponden al desarrollo y el subdesarrollo. El presente ensayo expone en forma textual la lógica detallada de estos resultados.

La versión matemática de esta teoría se encuentra en tres trabajos de investigación que están basados en dichos resultados (Mayer-Foulkes, 2006a, 2006b, 2006c). El primero explica y analiza históricamente el origen simultáneo del crecimiento económico moderno y del subdesarrollo. El segundo analiza el impacto de la inversión extranjera directa (IDE) sobre desarrollo y subdesarrollo, a través de los incentivos a la innovación. El

tercero estudia la relación complementaria entre desarrollo humano y crecimiento económico, y también analiza el impacto de la globalización.

Si bien la mayoría de las teorías, tanto de crecimiento económico como de comercio, concluyen que el libre comercio y la inversión extranjera directa (IED) conducirán a la igualación de las tasas de crecimiento y de los niveles de productividad, en la práctica estas predicciones se cumplen para algunos países y no para otros. Por una parte, el comercio se asocia con el surgimiento de la industrialización y del crecimiento moderno en Gran Bretaña, Europa Occidental y Norteamérica, desde sus orígenes; también con episodios de convergencia, tales como el desarrollo de Japón y de los tigres asiáticos; así como con la rápida convergencia de Europa durante la segunda mitad del siglo XX, y con éxitos recientes, tales como el crecimiento de China y de la India.

Por otra parte, durante el siglo XIX la globalización misma fue el contexto de la *gran divergencia* de ingresos entre países desarrollados y subdesarrollados; es decir, del surgimiento del subdesarrollo que resultó de la revolución industrial y del crecimiento económico moderno. Los niveles tecnológicos del mundo subdesarrollado se quedaron muy atrás. El proceso de divergencia seguía vigente durante la segunda mitad del siglo XX (Mayer-Foulkes, 2006e). Para conjuntos completos de países como América Latina, las políticas recientes de globalización, para liberalizar el comercio y la inversión, han sido menos exitosas de lo que esperaban los economistas, a la luz de la teoría.

La explicación que proporcionamos aquí da cuenta de los efectos inicuos que pueden existir respecto del comercio y la inversión extranjera sobre el crecimiento económico, entre los países. Por otra parte, representa un adelanto teórico, en el sentido de que se sostiene únicamente en tanto que hipótesis estándar de la teoría del cambio tecnológico endógeno, para mostrar que bajo el libre comercio y la inversión extranjera directa pueden surgir estados estacionarios múltiples y divergencia. Es decir, aparecen clubes de convergencia. En este contexto, los conceptos de desarrollo y subdesarrollo corresponden a estados estacionarios que difieren en niveles y tasas de crecimiento.

La teoría del cambio tecnológico endógeno se sostiene sobre los supuestos básicos, siguientes: 1°.) El proceso de mejorar la producción es costoso, ya sea que se trate de generar nuevas tecnologías o de adaptar tecnologías ya existentes en otros contextos. 2°.) El conocimiento general a partir del cual se genera el cambio tecnológico en cada sector de producción es común entre países; esto significa que existe transferencia tecnológica entre países, la cual tiende a generar convergencia. 3°.) Los incentivos de la inversión en cambio tecnológico son las ganancias que resultan del poder de

mercado que se genera al producir con menores costos; ésta es una imperfección de mercado característica de la innovación, sin la cual las mejoras tecnológicas carecen de incentivos. Por otra parte, la misma imperfección es suficiente para generar los resultados de divergencia que argumentamos en el contexto del comercio, ya que el número de mercados que una economía puede dominar depende de su capacidad productiva.

La IED también tiene impactos sobre los incentivos a la innovación, a través de varios mecanismos. El primero es que una firma de alta tecnología que produce en un país con menores salarios, goza de ganancias extraordinarias que aumentan sus incentivos a la innovación. El segundo es que, con su ventaja tecnológica, la IED desplaza la innovación doméstica en el sector económico que ocupa, ya que las firmas locales no pueden competir ni con el nivel tecnológico ni con los recursos de innovación. El tercero es que el producto nacional del país receptor de la IED pierde las ganancias de un sector, por lo cual se reducen los recursos disponibles para la innovación. Todos esos impactos son negativos y asimétricos entre países, y favorecen a los más adelantados. Por otra parte, la IED puede producir derramas tecnológicas que propicien el cambio tecnológico en el país receptor. La historia del desarrollo muestra que estas derramas pueden ser suficientes para generar el crecimiento, como en el caso de los tigres asiáticos y China, pero que son resultado de una negociación adecuada con las compañías transnacionales.¹

En conjunto, los resultados muestran que en el contexto de la globalización, es decir, de comercio e inversión extranjera directa (IED) se producen desbalances en los incentivos de innovación entre países. Estos son suficientes para explicar el subdesarrollo desde su aparición con el crecimiento económico moderno. Aún así, el desarrollo solamente puede lograrse en el contexto de la apertura económica, ya que, excepto en el caso de países muy grandes, los incentivos a la innovación en economías cerradas son insuficientes para competir con los países desarrollados. Por ello, la apertura económica debe ir acompañada de políticas de promoción de exportaciones y absorción tecnológica. Estas han mostrados que pueden conducir al desarrollo, por ejemplo en el caso de los países del Este de Asia.

En consecuencia, en el presente trabajo se responde a algunas preguntas, como: complementariamente a la asignación de la producción entre países bajo el comercio, ¿existe una asignación de la innovación? Dada una respuesta afirmativa, ¿cómo son las trayectorias de crecimiento bajo el cambio tecnológico que resulta de la asignación de innovación por el

¹ Mayer-Foulkes y Nunnenkamp (2005) incluyen citas sobre la relación entre IED y crecimiento. Dicho estudio encuentra una relación positiva entre IED y crecimiento económico para países desarrollados y negativa para subdesarrollados.

comercio internacional? ¿Qué papel juega la IED en el contexto de la globalización? ¿Cuáles son las mejores políticas para conducir al desarrollo?

Posteriormente, se describe a grandes rasgos: primero, la fisonomía general del crecimiento económico; se continúa con el señalamiento del papel que ha jugado el comercio en la historia del crecimiento económico, antes y después de los grandes descubrimientos, en el origen de la revolución industrial, a través de las eras de globalización que le siguieron y en un buen número de episodios de “crecimiento milagroso”. Más adelante, se argumenta respecto de los mecanismos económicos que generan el subdesarrollo y se reseña sobre los factores agravantes del subdesarrollo: deficiencias institucionales y factores geográficos. Asimismo, se discute a propósito de las políticas económicas para promover el desarrollo.

1. Fisonomía del crecimiento económico

La gran divergencia

El panorama del crecimiento económico de los siglos XIX y XX se caracteriza por la *gran divergencia* entre el ingreso de los países más ricos y el de los más pobres. Pritchett (1997) estima que la brecha proporcional entre el PIB *per cápita* de los países más ricos y el de los más pobres, se amplió en un factor de cinco, entre 1870 y 1990. De manera semejante, según Maddison (2001), esta brecha creció de tres a diecinueve puntos, entre 1820 y 1998. Esta *gran divergencia* operó en el contexto de la primera era de la globalización, que tuvo lugar desde 1820 hasta 1914, aproximadamente; y estuvo caracterizada por el proceso de especialización hacia la industria o las materias primas de diferentes grupos de países. La divergencia continúa hasta nuestros días. La brecha proporcional en ingreso *per cápita*, entre los grupos más ricos y más pobres de Maddison (2001), creció en un factor de 1.75 entre 1950 y 1998; y entre los grupos de convergencia más ricos y más pobres de Mayer-Foulkes (2002), en un factor de 2.6 entre 1960 y 1995. La figura número uno (1) muestra la *gran divergencia*, a través de graficar el ingreso *per cápita* de diversas regiones del mundo. La figura dos muestra el proceso de desindustrialización que siguió el mundo subdesarrollado, cuya proporción de producción manufacturera disminuyó dramáticamente.

El papel de la productividad

Hasta mediados del siglo XX se consideró que la acumulación de capital era el motor principal del crecimiento económico (Harrod, 1939; Domar, 1946). Este punto de vista persistió a pesar de que se demostró que, debido a los rendimientos decrecientes del capital, el crecimiento económico de largo

plazo solamente ocurría mediante el cambio tecnológico (Solow, 1956; Swan, 1956). Puesto que los hechos indicaban diversas anomalías en la teoría², se introdujo el capital humano como concepto esencial del crecimiento económico. Éste se concebía como insumo en la producción y como acervo social de conocimiento (Arrow, 1962; Uzawa, 1965; Frankel, 1962; Romer 1986; Lucas, 1988; Romer, 1990).

Aun, en el curso del debate académico se siguió atribuyendo a los rendimientos decrecientes del capital, la dinámica de la convergencia (Barro, 1991). Asimismo, se argumentó que un modelo de Solow al que se incorporara capital humano, explicaba una porción importante de la variación del ingreso *per cápita* entre países (Mankiw, Romer and Weil, 1992). No obstante, diversos estudios acumularon evidencia de la importancia de las diferencias en productividad entre países (Knight, Loayza y Villanueva, 1993; Islam, 1995; Caselli, Esquivel y Lefort, 1996; Klenow y Rodríguez Clare, 1997; Hall y Jones, 1999; Easterly y Levine, 2002; Martin y Mitra, 2001; Parente y Prescott, 2000). Asimismo, se enfatizó el papel de la convergencia tecnológica como motor de la convergencia entre países, por ejemplo en el caso de los países de la OECD (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico) (Dollar y Wolff, 1994). Con la *gran divergencia*, los niveles tecnológicos del mundo subdesarrollado se quedaron muy atrás.

Una forma de expresar la importancia económica que tiene la productividad, conclusión de varias décadas de cuidadosos análisis, consiste en enfatizar que en la migración o la inversión extranjera, el trabajo fluye hacia donde se encuentra la tecnología (que también atrae el capital) y la tecnología (junto con capital) hacia donde se encuentra el trabajo. Dado que los incentivos para la acumulación del capital, sin la innovación tecnológica, se pierden.

El crecimiento milagroso

Otra característica distintiva en la historia del crecimiento económico es el crecimiento milagroso. Siguiendo a Wan (2004), se define el crecimiento milagroso como un período largo –de por lo menos década y media– de crecimiento mayor al 5% anual. La mayor parte de los países que accedieron a la industrialización y al desarrollo pasaron por una etapa de crecimiento milagroso. Tal es el caso de Dinamarca, Suecia, Italia, Japón, Corea del Sur, Taiwán, Hong Kong, Singapur, Irlanda, Alemania en el siglo XIX, Alemania

² Por ejemplo, el capital fluye hacia los países desarrollados en lugar de hacia los menos desarrollados. En estos, la tasa de interés no es sustancialmente mayor una vez que se ha descontado el riesgo.

Occidental en la posguerra, Chipre, Islandia, España, Malta, Portugal, Israel y actualmente China y la India. Algunos países experimentaron períodos de crecimiento milagroso, sin lograr acceder plenamente al desarrollo, como es el caso de Argentina, la India, Nigeria, Brasil y México. Pipitone (1995) realiza estudios de caso de este fenómeno, desde una perspectiva histórica. Wan (2004) lleva a cabo estudios de caso económicos comparativos respecto al desarrollo de los tigres Asiáticos. La trayectoria de convergencia que él establece como referencia incluye un periodo de dos décadas con tasas de crecimiento por encima del 5%, explícitamente entendida como transición a un estado estacionario más alto.

Todas estas experiencias sugieren fuertemente que el desarrollo y el subdesarrollo son equilibrios diferentes. Las políticas de transferencia tecnológica y promoción de exportaciones que estos países aplicaron arrojan luz sobre las barreras que vencieron y las fuerzas económicas que aprovecharon.

2. El papel del comercio y la inversión extranjera en el crecimiento económico

El comercio ha jugado un importante papel en el crecimiento económico moderno desde sus orígenes. Se encuentra entre los aspectos históricos cruciales que analiza Maddison (2001), en su descripción de la ascensión económica de Europa occidental a través de Venecia, Portugal, los Países Bajos y la Gran Bretaña, desde el año 1000 hasta el presente. Las exportaciones de algodón (sector reconocido como el líder de la Revolución Industrial), en la Inglaterra de fines del siglo XVIII y principios del XIX, crecieron de 6% del total de las exportaciones británicas en 1784-1786, a un máximo de 48.5% en 1834-1836 (Chapman, 1999). El crecimiento de este sector y los incentivos para el aumento de su productividad, estuvieron directamente ligados a las importaciones de materias primas baratas desde la India, en esta coyuntura inicial de la *gran divergencia* (Broadberry y Gupta, 2005). El comercio jugó un importante papel en la generación del desarrollo institucional antes de 1750. Por ejemplo, la Compañía Holandesa de las Indias Orientales se fundó conjuntamente con la Casa de Bolsa de Amsterdam, en 1602. Fue la primera compañía que emitió acciones. En 1609, el Banco de Amsterdam introdujo deuda con intereses. La consolidación de Inglaterra (1529-1660) como país se produjo también en relación con su desarrollo naval y comercial. En 1623, se introdujo la ley de monopolios y en 1694, se fundó el Banco de Inglaterra. El desarrollo histórico de comercio y crecimiento económico moderno se discute en Mayer Foulkes (2006a).

Sustentada en la manufactura basada en la máquina de vapor, Gran Bretaña abrazó el libre comercio para obtener materias primas y vender sus productos industriales. Surgió así la “Primera Gran Era de Globalización”, que tuvo lugar desde aproximadamente 1820 hasta 1914. El libre comercio resultó una política más eficiente para el enriquecimiento que el colonialismo (Beaudreau, 2004; Semmel, 1970), y fue el móvil de la diplomacia del barco cañonero, *gunboat diplomacy*. La inversión extranjera directa -IED- en gran escala se convirtió en uno de los principales actores a finales del siglo XIX.³ Las inversiones en los países coloniales y dependientes fueron una fuente de ganancias extraordinarias, debido a la mano de obra y materias primas extremadamente baratas. En su *Imperialismo, la última etapa del capitalismo* de 1916, Lenin criticó las vastas acumulaciones de capital invertido en el extranjero con tasas de rendimiento mucho más altas que en los países de origen. Los activos británicos en otros países alcanzaron la suma de entre 124% y 180% de su PIB en 1914. Si tomamos la inversión británica como un todo, entre 1865 y 1914, la inversión se fue a los países subdesarrollados de África, Asia y América Latina, aproximadamente tanto (29.6%) como al mismo Reino Unido (31.8%) (Ferguson, 2003). Svedberg (1978) estima que entre 44% y 60% de los \$19 mil millones de dólares de inversión acumulada en países en desarrollo, en 1913-14, consistió en inversión extranjera directa.

El proceso de globalización se interrumpió entre 1914 y 1945 por las dos guerras mundiales y la *Gran depresión*, así como también por el cambio hegemónico. Una segunda etapa de globalización surgió en el periodo de posguerra, encabezada por Estados Unidos. Para 1960 Estados Unidos poseía casi la mitad del total mundial de inversión extranjera directa (IED) invertida fuera de su país de origen. Entre 1950 y 1970 las existencias de inversión norteamericana directa en manufactura en Europa aumentaron casi quince veces, mientras que entre 1970 y 1993 la inversión directa, tanto norteamericana en el extranjero como foránea hacia Estados Unidos, se quintuplicaron (Graham, 1995). Es posible que la inversión extranjera constituya actualmente una fuerza más poderosa para la globalización, que el comercio. Todos los tratados modernos de “libre comercio” son acuerdos para el libre comercio y también para la inversión, lo cual permite que la globalización proceda con toda su fuerza. La inversión extranjera directa (IED) ha crecido enormemente desde la década de 1980.⁴ El flujo hacia

³ Para 1899, corporaciones gigantescas como la United Fruit Company controlaban el noventa por ciento de las importaciones de plátano de Estados Unidos. La Royal Dutch/Shell producía en 1914 el veinte por ciento del petróleo de Rusia. Corporaciones como Standard Oil de Nueva Jersey, Singer, International Harvester, Western Electric, y hacia 1914 Ford Motor Company, contaban con importantes instalaciones productivas fuera de Estados Unidos (Beaudreau, 2004).

⁴ Los datos sobre IED tienen como fuente UNCTAD (1999), a menos que se especifique otra diferente.

afuera se incrementó en todo el mundo casi un 29% anual, en promedio, de 1983 a 1998; lo triple del crecimiento de las exportaciones mundiales. Aún así, la IED no ha alcanzado los niveles relativos que caracterizaron el primer periodo de globalización. La posición norteamericana en términos de inversión directa en el extranjero era de aproximadamente 13.6% del PIB en 2001,⁵ mucho menor que la correspondiente posición británica en 1914. Las cifras siguientes dan una idea aproximada de la importancia relativa del comercio y de la IED en la actualidad. Las exportaciones mundiales agregadas alcanzaron los \$7 billones de dólares americanos, mientras que las ventas agregadas de las filiales extranjeras de corporaciones transnacionales (CTN) llegaron a \$11 billones de dólares.⁶ Dos tercios del comercio mundial están relacionados con las transnacionales. El puro comercio interno de estas empresas equivale a un tercio. Un cuarto de la producción global la realizan las transnacionales; un tercio de ella, en los países de origen. Alrededor de 26.3% de la IED estadounidense en el 2000 y de la IED global en 1998⁷ fluyeron hacia el mundo subdesarrollado, donde se generó aproximadamente 21.2% del ingreso mundial en 1999.⁸ Por otra parte, las empresas transnacionales realizan casi toda su investigación y desarrollo (I&D) en los países de origen o en naciones desarrolladas.

Cuando se analiza los incentivos de innovación generados por el comercio y la IED, los argumentos que se ofrecen rebasan el análisis teórico del impacto del comercio sobre la innovación y el crecimiento económico. La mayoría de las teorías, tanto de crecimiento económico como de comercio, implican que el libre comercio y la IED conducirán a la igualación de las tasas de crecimiento y de los niveles de productividad de los países (Helpman, 1993; Eaton, Gutierrez, y Kortum, 1998; Eaton y Kortum, 2001, 2003, 2004). Sin embargo, Rodríguez y Rodrik (1999) encuentran poca

⁵ Datos del US Bureau of Economic Analysis, sobre una base de costo histórico.

⁶ Hoy en día, las corporaciones transnacionales son realmente gigantescas. Si citamos a Anderson y Cavanagh (2000), “de las 100 economías más grandes del mundo, 51 son corporaciones globales; solamente 49 corresponden a países.” “Las ventas combinadas de las principales 200 corporaciones del mundo rebasan con mucho la cuarta parte de la actividad económica mundial.” “Las ventas combinadas de las principales 200 corporaciones son más grandes que las economías combinadas de todos los países, con excepción de los 9 mayores; esto es, sobrepasan las economías combinadas de 182 países.” Las corporaciones transnacionales han ampliado sus actividades a lo largo y ancho del globo terráqueo. Por ejemplo, el gigante suizo de la ingeniería eléctrica ABB cuenta con instalaciones en más de 100 países. Royal Dutch/Shell tiene oficinas en 64 naciones y refinerías en 34. Cargill, la compañía de granos más grande de los Estados Unidos, opera en 59 países con 105,000 empleados. ICI, la compañía química de vanguardia de Gran Bretaña, emplea 36,000 personas en 200 plantas en 55 países. (Información proveniente de las páginas de red de las compañías en cuestión.)

⁷ Las proporciones de flujos de inversión extranjera directa desde Europa occidental, Estados Unidos y Japón, son 68.3, 22.3 y 4.0% (UNCTAD, 1999).

⁸ Estimativas del autor a partir de la base de datos del Banco Mundial.

evidencia de que las políticas de apertura comercial se asocian significativamente con el crecimiento económico. En su investigación sobre la difusión internacional de tecnología, Keller (2004) encuentra que la difusión internacional no es ni inevitable ni automática, sino que requiere de inversiones dentro del país. De hecho, la historia muestra que la Gran Divergencia – cuya dimensión principal es la de la productividad y que continúa hasta nuestros días – ocurrió en el contexto mismo de la globalización. En este trabajo ensayístico, se responde a las siguientes preguntas: ¿Qué hace posible, en el contexto de la globalización, la existencia de equilibrios múltiples en las trayectorias de desarrollo tecnológico? ¿Qué mecanismos hacen que el comercio pueda resultar en un imperialismo más eficiente para el enriquecimiento, que el régimen colonial? ¿Cuál es el papel de la inversión extranjera directa?

3. Relación teórica entre comercio, IED e innovación

El principal hallazgo que ofrece este ensayo es que los supuestos de la teoría del cambio tecnológico, combinados con los del comercio, son suficientes para generar estados estacionarios múltiples; es decir, clases altas y bajas de trayectorias de crecimiento económico. En la exposición inicial, se empieza por revisar los supuestos de ambas teorías.

La teoría schumpeteriana del cambio tecnológico

La concepción schumpeteriana (Schumpeter, 1934) del crecimiento económico propone como su fundamento la innovación propositiva, la cual se acompaña de la destrucción creativa. Al modelar este proceso, Aghion y Howitt (1992, 1998) distinguen claramente entre el conocimiento para la producción (que es la tecnología) y el insumo de capital humano, que puede utilizarse tanto en la producción como en la investigación. Estos modelos describen la dinámica básica del cambio tecnológico, conceptualizada como una fuerza complementaria a la acumulación de capital, que la incentiva. El modelo multi-país de Howitt (2000) muestra que la difusión de ideas y conocimiento sobre la producción pueden funcionar como motores de crecimiento y convergencia. Esta difusión de ideas define una “ventaja del atraso”, la cual consiste en contar, por lo menos parcialmente, con tecnologías avanzadas ya desarrolladas por otros países (Gerschenkron, 1952).

En conjunción con la hipótesis de transferencia tecnológica entre países, es común suponer, como simplificación, que si un país dedica una proporción constante de su ingreso a la inversión en cambio tecnológico (lo

cual significa que los recursos dedicados a la innovación son crecientes), entonces su nivel tecnológico crecerá a una tasa constante.⁹

En sus comienzos, la teoría endógena¹⁰ del cambio tecnológico se concentró en investigación y desarrollo (IyD), por lo que su relevancia quedaba circunscrita a los países desarrollados; pero sus conceptos son aplicables también al subdesarrollo. Se puede pensar, por ejemplo, que la investigación y desarrollo requiere un umbral de conocimientos para ser factible. Así, si el capital humano con que cuenta una economía es proporcional a su nivel tecnológico, en niveles bajos de tecnología se podrá utilizar computadoras (“implementar la tecnología”), pero no desarrollarlas (por ejemplo mejorando sus chips y sistemas operativos). Bajo estos supuestos, la consecuencia es que se pueden agrupar los países en clubes de convergencia, los cuales se distinguen cualitativamente por su tipo de innovación (Howitt y Mayer-Foulkes, 2005).

En una idea análoga, el desarrollo financiero puede determinar las tasas de absorción tecnológica y también explicar la divergencia de largo plazo (Aghion, Howitt y Mayer-Foulkes, 2005). Los innovadores pueden tener los mismos incentivos a innovar, independientemente del país en que se encuentren, pero si requieren crédito para hacerlo, el monto que obtengan dependerá tanto del desarrollo financiero de su país como de sus recursos, que a su vez son proporcionales a su nivel tecnológico. Así, la tasa de crecimiento y el nivel de las trayectorias de crecimiento de los países dependen del nivel de su desarrollo financiero.

En ambos modelos, puede resultar una divergencia en tasas de crecimiento. El mecanismo consiste en que los recursos disponibles para la innovación son proporcionales al nivel tecnológico, ya sea porque el capital humano, el crédito disponible o ambos, lo son. El resultado de esta “desventaja del atraso” es que la tasa de absorción tecnológica cae por debajo de la tasa de crecimiento de los niveles tecnológicos de los países desarrollados. Por otra parte, para países con tasas de absorción más altas, puede resultar una “divergencia en niveles”, en la que se iguala la tasa de crecimiento con la de los países líderes, pero se mantiene un rezago de

⁹ Esto significa que existe una proporcionalidad entre el nivel tecnológico logrado y la inversión realizada. Por supuesto, el análisis admite que varíe la tasa de proporcionalidad en diversas circunstancias.

¹⁰ El término *endógeno* significa que la teoría económica explica los aspectos cuantitativos y cualitativos del fenómeno, por ejemplo como resultado de los incentivos que enfrentan los agentes. Así, la teoría endógena del cambio tecnológico propone un conjunto de supuestos con los que se puede establecer una tasa de equilibrio de cambio tecnológico.

equilibrio en el que justamente se compensan las ventajas y desventajas del atraso.

Comercio e innovación

En un contexto de comercio e inversión extranjera directa, tanto los clubes de convergencia como la divergencia pueden surgir con base en los supuestos estándar de la teoría del cambio tecnológico endógeno, sin asumir fallas de mercado o rendimientos crecientes.

La teoría endógena del cambio tecnológico mantiene dos supuestos básicos. El primero es que el cambio tecnológico es costoso. Esto rompe con supuestos importantes de modelos anteriores, como el de Solow (1956), donde se supone que el conocimiento es un bien público que es accesible para todos. Desde el punto de vista schumpeteriano, la innovación es una actividad fundamental de las firmas, relacionada íntimamente con su competitividad. Mejorar las líneas de productos, los procesos productivos, la administración, en fin, el conjunto de actividades productivas, son aspectos esenciales de la producción, y son costosos. Si bien esto es más evidente cuando se trata de nuevos conocimientos generados en laboratorios o siguiendo métodos científicos, el proceso de mejorar la producción también es costoso cuando se trata de adoptar tecnologías que ya existen en otros contextos. Así, se extiende el concepto de innovación para tratar conjuntamente los diversos niveles de cambio tecnológico. Puede interpretarse la transferencia tecnológica, anteriormente descrita como ventaja del atraso, como un elemento que reduce el costo de innovación.

El segundo supuesto básico es que el incentivo a la inversión en cambio tecnológico, es el poder de mercado que resulta de la producción con menores costos. Un invento que cualquiera pueda imitar y que no pueda protegerse por medio de leyes de propiedad intelectual, no generará dicho poder de mercado y por lo tanto habrá pocos incentivos para producirlo.

El argumento expuesto supone que existe un nivel tecnológico específico para cada país. No obstante, la generación y transmisión de los conocimientos implícitos en las tecnologías de producción son procesos complejos. Por una parte, las empresas generan conocimientos prácticos cuyo contenido debe mantenerse como secreto industrial, o por lo menos estar protegido por una patente; a pesar de ello, ocurre alguna difusión de conocimiento. Por la otra, existen fuentes de conocimiento público, como las universidades, que tienen entre sus objetivos propagar sus resultados. A la vez, importantes porciones de la producción ocurren de forma coordinada entre empresas que de alguna manera comparten esquemas tecnológicos básicos; estos procesos también se dan entre países. Esencialmente, lo que se

está asumiendo es que la transmisión de conocimientos es más fácil y rápida al interior de los países que entre países, especialmente entre países desarrollados y subdesarrollados.

Para simplificar, se asume que al interior del país, en el momento de la producción, cada empresa mantiene un monopolio sobre su conocimiento específico, pero que se comparten los conocimientos generales. Entre países, sin embargo, la transmisión de conocimientos, que es la transferencia tecnológica a la que se ha aludido, no es instantánea. Su efecto es la “ventaja del atraso”, es decir, reducir el costo de la innovación tecnológica.

Respecto del comercio, el supuesto básico es el común: productos iguales se venderán al mismo precio. En consecuencia, los salarios serán proporcionales al nivel tecnológico de cada país.

Con esto, se llega al punto medular de la relación entre comercio e innovación: analizar cómo se presenta la competencia por la innovación entre países. En el nivel macroeconómico, esto puede ser un proceso muy complejo, tanto nacional como internacionalmente. Sin embargo, en el contexto macroeconómico, no interesan tanto los detalles de la competencia; en cambio, es posible reconocer un principio de asignación que tiene validez en diferentes regímenes de competencia, como sucede con los monopolios mundiales, oligopolios, competencia por precio o cantidad, etc. El principio de asignación de sectores innovativos y sus consecuencias sobre el cambio tecnológico, es el siguiente:¹¹

Bajo el comercio, el volumen agregado de producción innovativa que un país puede mantener (y consecuentemente su tasa de cambio tecnológico) es proporcional, ceteris paribus¹², a su capacidad productiva, después de transferencia tecnológica e innovación.

Este principio tiene una validez general, en el sentido de que puede demostrarse para diferentes conjuntos de supuestos. Los cuales pueden diferir respecto del régimen de competencia en la innovación, en los rendimientos crecientes o decrecientes que se asignen a la producción o innovación, en la simetría o asimetría económica entre sectores, etc. A partir de ello, se remite al contexto más sencillo, a través de los siguientes supuestos:

¹¹ Por *principio* económico me refiero a un resultado de tipo general que puede demostrarse con base en supuestos microeconómicos en una serie de contextos, tales como la existencia de equilibrio general y los teoremas del bienestar.

¹² *Ceteris paribus*: si todo lo demás permanece constante.

- Existe un continuo de bienes o sectores, comerciables de consumo. Cada sector produce con rendimientos decrecientes.
- Los sectores -entre sí- son simétricos, en: tamaño, demanda de consumo y función de innovación. Sin embargo, se introduce un ordenamiento natural en la función de producción de los sectores, es decir, un efecto fijo sectorial de productividad, cuyo ordenamiento es en orden inverso al del resto del mundo, que corresponde a ventajas comparativas en el comercio.
- Se supone que existe un solo innovador en cada país para cada sector. La innovación se realiza con certeza y con rendimientos decrecientes.
- Cada innovador es un monopolista mundial, o produce bajo el régimen de franja competitiva. Esto último significa que existen competidores que imponen límites al sobreprecio que puede cobrar por el producto. En ambos casos, puede vender su producto a un precio superior al costo, sin que ningún otro productor pueda ofrecer competencia.
- Dado que en cada sector se invierte la misma cantidad en generar conocimientos, la tasa de innovación de cada sector es creciente en el número de sectores de un país.

Algunos de los supuestos toman una forma extrema que puede relajarse sin cambios significativos en el argumento principal.

Por lo pronto, supongamos que toda la producción es doméstica, y que el comercio consiste en el intercambio de la producción doméstica. Cuando consideremos la inversión extranjera directa se relajará este supuesto. Dado un nivel salarial, el productor demandará la mano de obra necesaria -y otros factores productivos- para cubrir la demanda mundial, y sus incentivos a la innovación serán las ganancias que obtenga en el mercado mundial. En su agregado, el conjunto de sectores no puede producir más que la capacidad productiva nacional, después de la transferencia tecnológica e innovación. El número de sectores de equilibrio es el que cubre la capacidad productiva nacional. Si algún sector adicional intenta participar en la producción, su precio de venta será mayor al de equilibrio, pues gozará de una menor ventaja comparativa, y además demandará factores productivos, como trabajo, que se encuentran plenamente ocupados, por lo que su presencia elevará el precio de equilibrio. Por el contrario, si salen sectores de la producción, quedarán recursos sin utilizar y los sectores restantes tendrán un exceso de competitividad. En equilibrio, cada sector abastece el mercado mundial y el conjunto de sectores que produce en cada país ocupa todos los recursos productivos del país referente. Además, la innovación es rentable solamente en los sectores que producen. El resultado es que el volumen de

producción innovativa es igual a la capacidad productiva de la economía en cada nación.

Una reflexión sucinta sobre las hipótesis de simplificación conduce a las siguientes consideraciones: Primero, si la innovación no sucede con certeza, siempre que se mantenga la homogeneidad entre países es posible obtener la proporcionalidad entre el volumen de producción innovativa y la capacidad productiva, en lugar de la igualdad. Segundo, bajo supuestos más complejos sobre carreras innovativas, es decir, de competencia entre innovadores, de todas formas se mantendría el resultado de proporcionalidad entre volumen de producción innovativa y capacidad productiva nacional. Asimismo, si se asume que las carreras innovativas se resuelven en oligopolios del mismo grado en cada país, el resultado de proporcionalidad se mantendrá intacto.

Lo mismo ocurre si solamente cierta proporción de los sectores es susceptible de innovación. Si se renuncia al criterio de homogeneidad entre países, pueden proponerse supuestos asimétricos, como: “Solamente la investigación y el desarrollo resultan en un monopolio mundial, mientras que la adopción tecnológica en monopolios locales.” Esto no echaría por tierra los resultados obtenidos, sino al contrario, los corroboraría; pues, se estaría suponiendo la existencia implícita de incentivos menores a la innovación en países menos adelantados, con lo que se agravaría el proceso de subdesarrollo. Por lo demás, el supuesto no es convincente. Existen muchos ejemplos de monopolios en la producción de mercancía barata para el mercado mundial, hecha por países atrasados.

Lo importante aquí es que el comercio internacional no solamente asigna la producción sino también la innovación entre países. Existe un mecanismo macroeconómico por el que la asignación agregada de sectores de innovación resulta proporcional a la capacidad productiva de los países, después de realizar transferencia tecnológica e innovación. Aún cuando existan factores que alteren dicho equilibrio, el mecanismo no deja de funcionar. La capacidad productiva, que es proporcional al nivel tecnológico, evidentemente limita el volumen de sectores que cada país puede conquistar en el mercado mundial. Y puesto que el aprendizaje o cambio tecnológico en la práctica está ligado a la producción innovativa, éste se encuentra acotado por el número de sectores productivos y a su vez por el nivel tecnológico.

El argumento que se plantea en este trabajo, obtiene una cota al cambio tecnológico sin necesidad de otras hipótesis, tales como umbrales para IyD o niveles de desarrollo financiero, cuyo objeto es modelar el subdesarrollo *a priori*. La interacción misma del comercio con la innovación genera la cota y, con ésta, la existencia de equilibrios múltiples en las trayectorias de crecimiento económico, desarrollo y subdesarrollo.

El caso autárquico

En ausencia del comercio, bajo la autarquía, no existe este tipo de asignación sectorial. Cada país innova en todos los sectores. Países con características idénticas, que solamente difieran en su nivel tecnológico, dedicarán la misma proporción de su ingreso a la innovación. Sin embargo, debido a la transferencia tecnológica (la ventaja del atraso) el país atrasado crecerá más rápidamente y convergerá con el adelantado. No obstante, si el país adelantado comercia y goza de incentivos mayores a la innovación, es en efecto como si fuera un país más grande. Tendrá una ventaja en la innovación, comparado con el seguidor, que no podrá converger al mismo nivel. Así, si los países líderes comercian, o visto en forma alternativa, forman en conjunto una economía grande, un país seguidor que permanezca en autarquía divergirá en niveles.

¿Conviene a un país seguidor cerrado abrir su economía? Considérese el caso de un país seguidor que se encuentra en su nivel de rezago de equilibrio, por lo cual está creciendo a la misma tasa que la economía líder. Supóngase que la economía líder consiste en un grupo formado por varios países desarrollados idénticos, comercialmente integrados entre sí. Resulta como corolario que, al abrirse, la economía autárquica crecerá igual o más rápido, solamente si su capacidad productiva -corregida por la transferencia tecnológica- es igual o mayor que la de la economía desarrollada típica. Esto porque el número de sectores innovativos que podrá capturar es proporcional a su capacidad innovativa. Si su capacidad productiva es menor que la de las economías desarrolladas con las que comercia, capturaré menos sectores que éstas y crecerá más lentamente.

IED e innovación

Como a continuación se muestra, la inversión extranjera directa (IED) también genera incentivos a la innovación, asimétricos, entre países que solamente difieren en el nivel de desarrollo.

Existen tres tipos de inversión extranjera directa, de acuerdo con los incentivos que las motivan, sea que buscan recursos, mercados o eficiencia. Cuando buscan recursos, invierten en el extranjero para obtener recursos naturales o mano de obra barata; lo cual tiende a caracterizar la IED en países subdesarrollados. Así, se encuentra, por ejemplo: la que adquiere recursos naturales en Medio Oriente y África, o la que contrata mano de obra barata en el Sudeste Asiático y Europa Oriental. Alternativamente, existen inversiones que tienen como objetivo obtener o mantener mercados para sus productos. Este tipo de IED incluye algunos sectores como automotriz, electrodomésticos; o también diversos servicios: financieros, de

contabilidad, publicidad, leyes, entre otros. En general, puesto que los salarios son proporcionales a los niveles tecnológicos, la IED que busca recursos y mercados es practicada por países más avanzados, en países con productividad y salarios menores o iguales. El tercer tipo de IED busca la eficiencia productiva al explotar economías de escala, de alcance y propiedad común. Este tipo de inversión extranjera directa ocurre generalmente entre economías desarrolladas, especialmente integradas, como las de la Unión Europea (Dunning, 1993), acerca de lo cual no lo trataremos aquí.

La IED obtiene por lo menos el nivel de ganancias que en su país de origen y normalmente ganancias extraordinarias, ya que produce con una tecnología avanzada pero paga costos, como los salarios, proporcionales a tecnologías de menor nivel. Este nivel extraordinario de ganancias genera para los inversionistas incentivos mayores para la innovación, la cual conduce a adelantos tecnológicos. Y estos nuevos conocimientos contribuyen al nivel tecnológico del país de origen.

Así, la inversión extranjera directa genera incentivos asimétricos para la innovación. Los países que pueden realizar este tipo de actividad son los avanzados, y uno de los beneficios que recogen de la IED es aumentar los recursos de que disponen para la innovación.

Existen efectos adicionales de la inversión extranjera directa sobre la innovación en los países receptores. Por el lado positivo, generalmente se asume que la IED puede contribuir al crecimiento económico a través de *derramas* tecnológicas. Éstas consisten en aumentos en los niveles de tecnología de los países receptores, debidos a: 1) la utilización de productos con tecnologías más avanzadas; 2) avances tecnológicos que realizan los proveedores de la IED; 3) capacitación recibida por trabajadores de las industrias extranjeras, que después utilizan las empresas nacionales; 4) otros efectos similares. Sin embargo, estudios empíricos que se han realizado en el nivel nacional o de cada país, han mostrado que estas derramas no son muy grandes y tienden a depender del nivel tecnológico local.¹³ Las derramas tecnológicas están sujetas a negociación. Países como Taiwán y China han impuesto condiciones sobre las inversiones extranjeras que reciben, para asegurar que produzcan derramas tecnológicas en sus naciones. Un ejemplo de este tipo de mecanismo es el que consiste en subcontratar parte de la

¹³ Entre los determinantes de la intensidad de las derramas tecnológicas de la IED que se han establecido se encuentra: una fuerza laboral suficientemente calificada (Borensztein et al., 1998; Blonigen y Wang, 2004), una brecha tecnológica que no sea demasiado amplia (De Mello, 1997), un nivel suficiente de desarrollo económico (Blomström et al., 1994; Mayer y Nunnenkamp, 2005), conveniente desarrollo financiero (Alfaro et al., 2001) y apertura al comercio (Balasubramanyam et al., 1996).

producción a empresas domésticas. Lo anterior produce el efecto de transferir algunos incentivos de innovación a las empresas contratadas, mismas que podrán, por ejemplo, desarrollar y producir nuevas líneas de productos. Así, el nivel de derrama tecnológica de la inversión extranjera directa (IED) depende de las políticas industriales y comerciales del país receptor y, de la capacidad y efectividad de negociación con los países inversores, dueños de la IED.

La IED también puede tener impactos negativos sobre la innovación, en el país receptor. Si una empresa extranjera ocupa un sector, puesto que cuenta con ganancias extraordinarias podrá desplazar a los innovadores nacionales en esos sectores. Además de esto, el producto nacional de estos sectores se reducirá, ya que el rubro ganancias corresponderá ahora a un productor extranjero. Esta reducción del producto nacional mermará los recursos disponibles para la innovación. Ambos efectos pueden denominarse *desplazamiento de innovación*.

Para resaltar la plausibilidad de desplazamiento de la innovación por causa de la IED, se examinan la producción y el consumo mundial de vehículos automotrices en 1998 (tabla 1). Los automóviles representan un producto bastante maduro, con una tasa de innovación que no es particularmente impresionante.¹⁴ Muchos países de medianos ingresos son, por supuesto, capaces de diseñar y producir una línea de automóviles; no obstante, hacerlo mientras enfrentan la competencia de productores establecidos y avanzados puede resultar imposible. La tabla 1 muestra que aquellos países de Europa y América del Norte que desarrollaron el automóvil, continúan produciéndolo y comercializándolo, tanto entre ellos mismos como con otros países. En contraste, los nuevos productores, principalmente Japón y Corea, no importan automóviles. Estos países desarrollaron sus capacidades en la producción automovilística mediante la promoción de sus exportaciones y la realización de una sustitución de importaciones total, con lo que eliminaron la competencia de la IED en automóviles. Por otra parte, los países latinoamericanos que supuestamente “sustituyeron importaciones”, en realidad lo que hicieron fue permitir la inversión extranjera directa (IED) en automóviles,¹⁵ por lo cual no desarrollaron sus propias industrias.

Existe un caso extremo de la IED, que es cuando ésta emplea el grueso del recurso laboral del país; esto es lo que denominamos *república bananera*. En este caso, toda la innovación doméstica puede quedar

¹⁴ Aún así, el 78% de las ventas mundiales se deben a diez corporaciones; tres de ellas, de Estados Unidos (Nájera, 1998).

¹⁵ Desde 1916 en Argentina (página de Internet de Ford) y 1920 en México (Soto-Rodríguez, 2002).

desplazada. En efecto, en ausencia de un número significativo de empresas nacionales, es cuestionable si existe un conocimiento nacional para la producción.

El impacto de la IED sobre el cambio tecnológico puede ser tanto negativo como positivo. Cuando la derrama tecnológica es baja, la IED contribuye a la divergencia en niveles o tasas de crecimiento. Por el contrario, si la IED contribuye suficientemente al cambio tecnológico, ya sea en proporción a los salarios locales o mejor aún, en proporción a sus ganancias, es imposible la divergencia en tasas de crecimiento, y el retraso en los niveles se puede disminuir. Adecuadas contribuciones tecnológicas de la IED normalmente suceden como resultado de una negociación y estructuración apropiadas de la relación entre IED e industria nacional.¹⁶

La tasa de crecimiento mundial

La tasa de crecimiento mundial depende de la tasa de crecimiento de la tecnología. Ha sido considerada la innovación en un sentido amplio, incluye desde investigación y desarrollo en su rango más sofisticado, hasta la adopción tecnológica, en el más sencillo. Se toman dos puntos de vista. En el primero, solamente avances en la tecnología de punta contribuyen realmente al crecimiento económico mundial; en este caso, solamente los recursos de inversión en innovación de los países desarrollados contribuyen a la tecnología de punta y por tanto, al crecimiento. En el segundo, dado que todo cambio tecnológico, ya sea complejo o sencillo, requiere de un acto de innovación, podemos considerar que todos los avances tecnológicos, y por lo tanto todos los recursos destinados a la innovación, contribuyen al crecimiento mundial. La diferencia entre los dos conceptos no es tan grande como podría pensarse, ya que en países subdesarrollados con niveles tecnológicos menores, el monto de inversión en cambio tecnológico es también menor.

Supóngase que los recursos disponibles para la innovación son proporcionales al producto y por lo tanto, las inversiones en tecnología de punta son proporcionales al producto de los países desarrollados, mientras que las inversiones en tecnología en general son proporcionales al producto mundial. Entonces, ¿bajo qué condiciones se maximiza la tasa de crecimiento de la tecnología de punta o la de la tecnología en general?

¹⁶ No analizamos aquí distintas formas del comercio intra- e inter- industrial. De todas formas, lo que un análisis requiere es el estudio del impacto del comercio sobre los incentivos al cambio tecnológico.

Comparando primero el caso autárquico con el de libre comercio sin IED, se observa que si se trata de dos economías desarrolladas en autarquía, cada una realiza investigaciones de punta en todos los sectores, que se duplican. Al abrirse al comercio, cada una dedicará el mismo monto a un conjunto de sectores más concentrado, y el resultado del esfuerzo de ambos será una tasa de crecimiento mayor de la tecnología de punta. Por lo cual, el comercio eleva la tasa de crecimiento mundial, para ese caso. ¿Qué sucede cuando una economía desarrollada comercia con una subdesarrollada? En tal situación, al perder algunos sectores de producción, la economía desarrollada concentrará sus recursos de innovación en menos sectores; y al asumir rendimientos decrecientes de la innovación, su contribución -agregada al crecimiento de la tecnología de punta- disminuirá. Por lo tanto, si la tasa de crecimiento mundial depende sólo de la tecnología de punta, disminuirá también. Por otra parte, si la innovación tecnológica del país subdesarrollado, que no es de punta, contribuye al crecimiento mundial de largo plazo, la tasa de crecimiento mundial aumentará si es que existen ventajas comparativas, ya que el producto mundial aumenta, como lo hacen también los recursos disponibles para la innovación. Como consecuencia, se observa que entre los efectos de políticas que logren el desarrollo de la economía subdesarrollada se encontrará el de elevar la tasa de crecimiento mundial, cosa que beneficia a ambos países.

Ahora, si se compara la tasa de crecimiento mundial en los casos de libre comercio con y sin IED, se observa que debido a que el flujo de IED ocurre de países desarrollados a subdesarrollados, la IED aumenta el nivel tecnológico de producción en los sectores que ocupa en el país huésped. Puesto que al generar un mayor producto, genera mayores recursos para la innovación, que a la vez generan tecnología de punta en el país inversionista. Por ende, es más alta la tasa de crecimiento mundial, a costa de una mayor divergencia en los niveles o tasas del país receptor. Sin embargo, no es mayor la tasa de crecimiento que en el caso en que el país subdesarrollado logre el desarrollo, puesto que entonces aún más sectores producirán con niveles altos de tecnología, por lo que habrá más recursos dedicados a la producción con tecnologías de punta y a la innovación.

La inversión extranjera directa (IED) aumenta la tasa de crecimiento mundial a costa de una peor distribución mundial de la riqueza; pero esa tasa de crecimiento mundial no aumenta tanto como lo haría, si todos los países estuvieran desarrollados. No obstante, aun con una peor distribución mundial de la riqueza, la tasa de crecimiento global es mayor con IED que bajo la autarquía.

Factores agravantes y promotores del crecimiento económico

La teoría que se presenta en este apartado, no requiere considerar factores tales como el desarrollo humano, las instituciones y la geografía. El razonamiento que se ofrece es puramente económico. En la literatura reciente, este tipo de factores ha cobrado importancia por dos razones. La primera es que, como se ha mencionado, la mayoría de las teorías vigentes implican que el libre comercio y la IED conducirán a la igualación de las tasas de crecimiento. Puesto que esto no sucede en la realidad, se ha buscado otro tipo de explicación -como las arriba citadas- que hasta cierto punto son extraeconómicas: mecanismos que funcionan *dentro* de la dimensión económica. La segunda razón es que en estimaciones econométricas, frecuentemente se busca contar con variables que son “exógenas”, es decir, independientes del sistema económico; pero aun si contamos con ellas, no es forzoso concluir que se refieren a determinantes últimos. Para verificar las relaciones causales que aquí se propone, es necesario detectar una causalidad algo más compleja, que depende fuertemente de los estados en que se encuentra la dinámica misma.

Por otra parte, esto no significa que variables como el desarrollo humano, las instituciones y la geografía no sean importantes para el desarrollo. Por supuesto que se podrían incluir en éste u otros argumentos. En su forma más simple, pueden incluirse como efectos fijos de productividad. Estos factores intervendrán como parámetros de los estados estacionarios y de los umbrales entre la convergencia y la divergencia. Así, elementos como instituciones de baja calidad y falta de comunicación marítima tendrían, en primera instancia, el efecto de reducir el nivel de equilibrio de un estado estacionario. Adicionalmente, intervendrían como determinantes de los umbrales que definen pertenencia a estados estacionarios altos o bajos.

En forma más compleja, se puede analizar la dinámica de tales variables junto con la de innovación y comercio (incluso IED). Por ejemplo, el papel del capital humano se discute detalladamente en Mayer-Foulkes (2006b), artículo que se resume en la sección siguiente. El resultado es que la economía tiende a estados estacionarios que definen conjuntamente niveles tecnológicos y de desarrollo humano altos o bajos. Lo mismo puede suceder con el desarrollo institucional.

Crecimiento milagroso

Hemos descrito la existencia de estados estacionarios múltiples. Cuando la economía se encuentra en uno de estos estados estacionarios, alto o bajo, las fuerzas de mercado que rigen al comercio, la innovación y las IED se

encuentran en equilibrio. Tratándose de un estado estacionario bajo o de subdesarrollo, solamente un cambio de régimen de algún tipo provocará la desaparición de dicho equilibrio y la salida de la economía del mismo. Si el nuevo equilibrio es sustancialmente diferente, al transitar hacia él, la economía podrá experimentar tasas de crecimiento “milagrosas”. Un ejemplo de cambio de régimen que puede provocar el crecimiento milagroso sería abrir la economía cuando ésta cuenta con la capacidad productiva suficiente, o invitar a la IED bajo las condiciones adecuadas de transferencia tecnológica.

4. Desarrollo humano y crecimiento económico

Una descripción del subdesarrollo no puede estar completa sin describir la relación entre desarrollo humano y crecimiento económico. En todos los países que han accedido al desarrollo, la población ha experimentado mejoras sustanciales en sus niveles de vida – la salida de la pobreza – que han impactado sobre sus niveles de nutrición, salud y educación. Las mejoras en nutrición se reflejan, por ejemplo, en incrementos sustanciales en la talla promedio de la población, en su peso y en la esperanza de vida. Por ejemplo, la estatura promedio aumentó de 164 a 181 cm., en Holanda, entre 1860 y 2002 y de 161 a 173 cm., en Francia y Noruega, entre 1705 y 1975. En Corea del Sur, la estatura se incrementó 15cm., entre 1960 y 1995. El peso promedio aumentó de 46 a 73 kg., en Noruega y Francia de 1705 a 1975. La esperanza de vida aumentó de 41 a 78 años en Inglaterra, entre 1841 y 1998; y de 29 a 60 años en India, entre 1930 y 1990. La escolaridad aumentó de 2.3 a más de 11 años, en Inglaterra, entre 1800 y la década de 1980. (Fogel, 2002; Cervellati, Matteo y Uwe Sunde, 2003.)

Estudios recientes reúnen la salud y la educación en una concepción unificada del capital humano. Estudios en historia económica, ganadores del premio Nobel (Fogel 1991, 1994[a], 1994[b]; Fogel y Wimmer, 1992) encuentran que una tercera parte del crecimiento económico de Inglaterra de los últimos 200 años, se debe a los avances en alimentación y salud, principalmente, que llevaron a aumentos sustanciales en la capacidad laboral normal de la población. Arora (2001) encuentra resultados similares en un análisis practicado a siete países avanzados. Dicho estudio utiliza series de tiempo de diversos indicadores de salud para un periodo de 100 a 125 años. Esta línea de investigación concluye que el sinergismo entre las mejoras tecnológicas y fisiológicas ha producido una evolución humana rápida y culturalmente transmitida, la cual es biológica pero no genética. Este proceso continúa tanto en naciones desarrolladas como subdesarrolladas. Fogel (2002) lo llama *evolución tecno-fisiológica*.

El papel actual de la salud en el aumento del ingreso y la educación ha quedado evidente en una serie de estudios macroeconómicos (e.g. Barro 1991; Barro y Lee, 1994; Barro y Sala-i-Martin, 1995; Barro, 1996; Knowles y Owen, 1995, 1997; Bhargava, Jamison, Lau y Murray, 2000; Gallup y Sachs, 2000; Mayer, 2001a; Mayer, 2001b; Sachs y Warner, 1995, 1997). Sin embargo, contrapartes microeconómicas que miden el impacto de la salud adulta en la productividad (e.g. Schultz, 1992, 1997, 1999; Thomas, Schoeni y Strauss, 1997; Strauss y Thomas, 1998; Savedoff y Schultz, 2000) han encontrado un impacto menor al que podría esperarse a la luz de los estudios macroeconómicos e históricos. Se muestra que el impacto de la nutrición y la salud sobre la productividad educativa, y por lo tanto sobre el ingreso, es mucho más fuerte.

El incremento secular en estatura, peso, esperanza de vida, educación y en otras capacidades humanas (Sen, 1999), tales como el desarrollo cognitivo, las preferencias de fertilidad y el desarrollo ético, cuyos cambios apenas se pueden conjeturar, amplían la envergadura y profundizan el sentido de largo plazo del concepto de *desarrollo humano*. Todo esto añade a la evolución tecno-fisiológica de Fogel, las dimensiones de logro educativo y cultural del mundo moderno.

Al profundizar en los determinantes de la salud en el ciclo de vida, se ha clarificado la importancia del desarrollo infantil temprano (DIT). La salud durante la infancia afecta la salud y la educación de los jóvenes y posteriormente de los adultos. De *facto*, esta es la explicación del origen de la correlación entre el ingreso y la salud en la edad adulta (Case, Lubotsky y Paxson, 2002; Case, Fertig y Paxson, 2003). La salud en la infancia temprana es un vínculo crítico a través del cual la riqueza del hogar se transmite a la siguiente generación.

Se han estudiado detalladamente los efectos que la salud y la nutrición tienen sobre la educación en los países en desarrollo, en un intento por detectar vínculos específicos que puedan tratarse con efectividad de costos (Banco Mundial, 1993; Levinger, 1994). Entre los aspectos más importantes se encuentra la dotación adecuada de micronutrientes (Micronutrient Initiative & UNICEF, 2004).

La importancia del DIT (desarrollo infantil temprano) indica que el proceso de desarrollo humano -incluida la evolución tecno-fisiológica- se puede entender como un ciclo intergeneracional de inversión en nutrición, salud y educación. Este ciclo de inversión normalmente está a cargo de los padres de familia, cuyos recursos pueden ser insuficientes para cubrir la inversión óptima que requieren sus hijos. Esto significa implícitamente que existen fallas de mercado que frenan el ciclo de inversión en capital humano.

En un artículo reciente, Mayer-Foulkes (2006d) extiende el concepto de trampa de pobreza en dos formas. La primera consiste en eliminar el supuesto de rendimientos crecientes. En lugar de esto, cuando existen fallas de mercado que reducen la oferta de capital humano, el resultado es que se incrementa el salario de los trabajadores calificados; por lo cual, el capital humano goza de rendimientos extraordinarios. La segunda, en demostrar que este tipo de desequilibrio en la provisión de capital humano puede subsistir, aun cuando exista cambio tecnológico, si el costo del paquete de inversión que representa adquirir capital humano actualizado y el nivel potencial de desarrollo humano, se incrementa proporcionalmente al nivel tecnológico. El resultado concluye en la definición del concepto de *trampa dinámica* (o trampa de desarrollo humano), en el cual el nivel de vida de la población entrampada puede incrementarse, sin que por ello sean cubiertos los rezagos que existen, ni se logre el acceso al desarrollo humano potencial actual.

El artículo también provee evidencia sustancial acerca de que las fallas de mercado asociadas con la inversión en capital humano son lo suficientemente fuertes, como para provocar la existencia de una trampa de pobreza en México. La población se encuentra subdividida en dos clases sociales, definidas por su nivel educativo. El nivel bajo corresponde a secundaria completa o menos y el nivel alto, a preparatoria completa, su equivalente o más. Se demuestra también que los rendimientos de la inversión en educación dependen del incremento del nivel tecnológico, es decir, del éxito de las políticas de crecimiento en general.

En Mayer-Foulkes (2006c) se conjunta el modelo de trampa de desarrollo humano con el modelo de innovación y comercio cuyas características principales hemos descrito en las secciones anteriores. Con ello puede analizarse el impacto de la globalización sobre el desarrollo humano. Obsérvese en primer lugar que la existencia de una trampa de pobreza significa que la población se encuentra dividida en dos clases sociales. También significa que la adquisición de capital humano por parte de la clase baja requiere del apoyo del gobierno. Supongamos que también la adopción e innovación tecnológicas requieren del apoyo gubernamental. El mayor incremento en el bienestar de cada una de las clases sociales se obtiene con distintas asignaciones de los recursos, las cuales varían entre inversión en capital humano e inversión en innovación. En términos esquemáticos, la clase social que ya tiene capital humano no necesita apoyo gubernamental en este rubro. Al contrario, su salario esperado disminuye cuando más trabajadores se califican. Prefiere que el gobierno apoye la innovación. Por otra parte, la clase social sin capital humano solamente puede obtenerlo con el apoyo del gobierno, y es más probable que su ingreso se incremente más si accede a los conocimientos que ya existen, que si accede a los que se pueden obtener mediante la adopción de tecnologías. Cuando se sigue la primera política, persiste la trampa de pobreza, y los

estados estacionarios a los que llega la economía son deficientes. Cuando se aplica la segunda política, en la que se apoya la inversión en capital humano, suceden dos cosas. Por un parte, llega el momento en que se abate la trampa de pobreza, por lo que se unifican los objetivos de la población y se vuelve necesario un cambio de políticas hacia el cambio tecnológico.¹⁷ Por otra parte, si resulta necesario dejar de innovar para invertir en capital humano, al hacerlo se incrementa el rezago relativo con los países desarrollados, con el riesgo de caer debajo del umbral desde el cual es posible acceder al desarrollo.

En conclusión, si bien existen conflictos entre la inversión en capital humano para abatir la trampa de pobreza o en cambio tecnológico para acceder al desarrollo, no obstante, ambos son indispensables. De ser posible, lo óptimo sería realizar políticas complementarias entre estas dos alternativas, como profundizar la integración del sistema educativo y de investigación con la innovación en la producción. En presencia de conflictos entre diferentes sectores de la población y de beneficios desiguales de estas políticas, es obvio que se requieren, además, programas de redistribución que implementen el apoyo mutuo entre estos sectores.

5. Experiencias recientes de crecimiento y globalización

La teoría propone la existencia de dos tipos de estados estacionarios bajos. El tipo más bajo *-divergencia en tasas de crecimiento-* representa economías atrasadas con tasas de crecimiento inferiores a las de la economía de vanguardia, lo cual es causa de divergencia a largo plazo y de economías contemporáneas semi-estancadas, como las de África al sur del Sahara. Cualquier política que mejore la tasa de innovación, ya sea directa o indirectamente, tendrá efectos en el crecimiento. El segundo tipo *-divergencia en los niveles-* representa el hecho de que economías de estado estacionario medio mantienen un atraso relativo fijo, con respecto a los países líderes; en tal caso, los mejoramientos en la política resultarán en efectos de nivel (tecnológico y de ingreso). Estos representan un hecho estilizado no suficientemente reconocido: la persistencia de niveles intermedios de ingresos. Por ejemplo, el ingreso medio per cápita de 19 países latinoamericanos tuvo un descenso real entre 1960 y 1999, comparado con su contraparte estadounidense. El descenso fue de un nivel relativo de 0.25 a otro de 0.20, o sea, de una cuarta a una quinta parte del ingreso medio

¹⁷ Este cambio de política es análogo al que fue necesario en algunos países socialistas, cuyo éxito en el campo del desarrollo humano fue mayor que en el de la innovación productiva.

per cápita norteamericano.¹⁸ El nivel relativo de 0.20 representa un atraso de alrededor de 80 años con respecto a los Estados Unidos, si el país atrasado creciera a una tasa de 2% anual *por encima* de la tasa de crecimiento norteamericana. Dicha tasa, necesaria para emparejarse, parecería imposible de alcanzar. Existe una tendencia a desatender la importancia de la persistencia de este ingreso medio. Se piensa que ya que estos países crecieron a una tasa promedio de 1.5% en vez de 2.1%, debe ser solamente cuestión de afinar con precisión para alcanzar cuando menos crecimiento paralelo, el cual se considera objetivo suficiente. No obstante, si es una trampa la que mantiene la diferencia de nivel o la divergencia, removerla llevaría a crecimiento milagroso y a enormes ganancias en bienestar. Por el contrario, ignorar la trampa puede condenar al fracaso toda política económica.

Se sitúa el caso latinoamericano en una divergencia en niveles con respecto a los países desarrollados. En lo que sigue, se reseña, a partir de Wan (2004), la historia del desarrollo de los tigres asiáticos, interpretada como un cambio de estado estacionario. Entre los objetivos principales se encuentra ilustrar cómo se combinó el comercio, en su forma de promoción de exportaciones, con transferencia tecnológica. Posteriormente, se comenta sobre los casos de China, India, Brasil y México.

“La aceleración y posterior desaceleración del crecimiento del este asiático es uno de los mega-eventos del siglo XX”, lo cual sugiere que “para todos los países en desarrollo... el estatus de ‘desarrollo pleno’ es alcanzable”. Esta observación contextualiza el detallado análisis comparativo de las experiencias de crecimiento del este de Asia realizado por Wan (2004). La senda hacia el emparejamiento que él establece como referencia incluye un periodo de dos décadas con tasas de crecimiento por encima del 5%, explícitamente entendida como transición a un estado estacionario más alto. Así, las experiencias de Japón, Corea, Taiwán, Hong Kong, Singapur y más recientemente China, constituyen una fuerte evidencia empírica de que el desarrollo y el subdesarrollo son estados estacionarios distintos.

Japón y Corea, los países más grandes del este de Asia,¹⁹ se concentraron en la creación de grandes firmas industriales con economías de escala, y combinaron la promoción de exportaciones con la protección contra importaciones. Utilizaron el comercio para integrarse a la cadena productiva

¹⁸ De los 19 países para los que tiene información relevante el Banco Mundial, la posición relativa de Argentina, Belice, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Jamaica, Paraguay, Perú, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela empeoró, mientras que la de Brasil, República Dominicana, México y Panamá avanzó levemente.

¹⁹ En 1999 las poblaciones del este de Asia eran, en millones: Japón, 126.6; República de Corea, 46.8; Taiwán, 21.9; Hong Kong, 6.9; Singapur, 3.2.

de Estados Unidos y tuvieron la precaución de obtener transferencia tecnológica. Ambos países evitaron depender de la IED y promovieron la innovación en vez de la imitación, con lo que lograron el dominio de la oferta de nuevas líneas de producto. Japón dependió del ahorro interno. Una cierta separación en las instituciones económicas del gobierno lo ayudó a mantener eficiencia en el apoyo a industrias nacientes, las cuales eran cuidadosamente seleccionadas e iban en rotación. Corea fue más autoritaria y más dependiente del ahorro externo, lo que condujo a algunas ineficiencias e inestabilidades financieras. Taiwán se concentró en empresas pequeñas y medianas; utilizó la subcontratación al servicio de una inversión extranjera regulada para proveer transferencia tecnológica, integrándose a la cadena productiva Japón-Estados Unidos; y también promovió activamente la integración en reversa (es decir, hacia pequeñas industrias proveedoras) con absorción tecnológica. En efecto, la porción local de lo que sería IED, así como también los enlaces hacia atrás, fueron de propiedad local. Esta forma de IED ‘subcontratada’ transfiere incentivos de innovación a las firmas locales. Japón, Corea y Taiwán evitaron depender de la IED. De modo que más que la IED, fue la mano de obra barata lo que favoreció e incluso subsidió, a las firmas locales.

El crecimiento manufacturero de Hong Kong fue impulsado por el comercio, el cual tuvo ventajas naturales como motor, incluyendo la posición de Hong Kong como punto de salida para China y la buena ubicación de su puerto. Las importaciones de comestibles baratos desde China también jugaron su papel. Singapur, el más pequeño de estos países, es una excepción en cuanto a que su política económica fue utilizar impuestos y salarios bajos, y una excelente ubicación, para atraer ingresos extranjeros directos (IED).

China comenzó un proceso de reforma fundamental al introducir mecanismos de mercado en su economía, en diciembre de 1978. Luego de un exitoso periodo inicial de transición, estableció también políticas comerciales y de IED para abrir gradualmente su economía. Paralelamente a otros países asiáticos, China combinó la promoción de exportaciones con la protección contra importaciones. Como la protección contra importaciones puede elevar los costos de los exportadores y hacer el mercado interno más atractivo a los productores (Flatters y Harris, 1994), también neutralizó esta desventaja para la exportación al permitir a los sectores exportadores la importación de mercancías libre de aranceles. También ha sido selectiva la política china respecto a la IED, autorizada desde 1979, como fuente de capital extranjero, tecnología y habilidades gerenciales. Las veintidós regulaciones sobre la IED (establecidas en 1989) promovieron proyectos tecnológicamente avanzados y orientados hacia la exportación (Bransteeter y Feenstra, 1999). Se impulsó la IED en sectores destinados a la sustitución de importaciones, mientras que se restringió severamente en otros sectores, especialmente su acceso al mercado interno. El gobierno chino ha limitado la

capacidad de firmas extranjeras para competir en el mercado chino, y les ha impuesto requerimientos de exportación, localización y transferencia tecnológica, así como dificultades en el reclutamiento y la retención de personal clave (Bransteeter y Feenstra, 1999). Las políticas de China fueron extremadamente exitosas. El crecimiento promedio anual de su PIB se incrementó de un 5.3% entre 1961 y 1979 al 9.5% entre 1980 y 2003 (Fan y Felipe 2005). Las exportaciones se elevaron de 6.4% del PIB en 1979 a 21.8% en 1999. China se ha convertido en el segundo receptor más grande de IED, después de Estados Unidos. También han aparecido en China distorsiones que pueden ser inevitables bajo cualquier política industrial. Desde principios de los 90, ha reducido gradualmente tanto la protección tarifaria como las restricciones a la IED.²⁰

En Japón, Corea, Taiwán, Hong Kong, Singapur y China fueron indispensables políticas específicas o ventajas naturales para aprovechar el comercio y la IED en favor de la acumulación de capital y la transferencia de tecnología. Resulta ilustrativo comparar estas experiencias con aquellas de países que no aplicaron tales políticas, sino que por el contrario optaron por la liberalización directa, como es el caso de la India, Brasil y México.

La India abrazó la liberalización en 1991, luego de haber seguido como estrategia la política de sustitución de importaciones desde su independencia, en 1948. Después de una crisis macroeconómica, un programa de estabilización y ajuste estructural -apoyado por el FMI y el Banco Mundial- reformó el comercio y la IED (Nagesh, 1995). La Nueva Política Industrial abolió la mayor parte del sistema de aprobación industrial que había existido. Estas políticas tuvieron éxito y la tasa de crecimiento de la India se elevó, desde la conocida tasa de crecimiento 'hindú' del 3.6%, al 5.4% entre 1981 y 1991, y al 6.0% entre 1992 y 2003 (Fan y Felipe, 2005). La IED disfrutó de incentivos especiales en los sectores de generación de energía, telecomunicaciones, exploración petrolera y transporte, dada la importancia de estos sectores para el comercio y el desarrollo industrial (Sharma, 2000), y aun cuando éstos no promovían específicamente la transferencia de tecnología. El monto de IED en la India aumentó a casi \$ 39 mil millones de dólares estadounidenses, en el 2004 (base de datos en línea de la UNCTAD). No obstante, la India muestra retraso con respecto a China en muchos indicadores económicos (Chakraborty y Nunnenkamp, 2006). Estos argumentos ofrecen una clara explicación de este éxito comparativamente cruzado. Primero, el PIB de la India (una medida de su capacidad productiva) fue el sexto más grande del mundo en 1991, después de Estados Unidos, Japón, China, la URSS (menos involucrada en comercio) y Alemania (Maddison, 2003). De allí que podría esperarse que tuviera una transición de convergencia, con tendencia a capturar un conjunto más o

²⁰ Paráfrasis basada en Lemoine (2000).

menos grande de sectores de exportación. Por otra parte, la India no aplicó de manera importante políticas en apoyo de la transferencia tecnológica. Por consiguiente, no logró las tasas chinas de crecimiento. Aún así debemos decir que dismantelar la sustitución de importaciones y simultáneamente establecer la promoción de exportaciones, puede ser desde difícil hasta imposible de lograr con eficiencia, sin un periodo intermedio de liberalización, el cual es necesario para eliminar las distorsiones del primer régimen de política.

La comparación de Brasil y México con la India resulta interesante. Estos países han aplicado políticas semejantes. Han liberalizado el comercio y recibido relativamente grandes flujos de IED, y no han aplicado de manera importante políticas de transferencia tecnológica en relación con el comercio y la IED (para Brasil véase Rothmuller, 2003; para México, López-Córdova, 2002). A pesar de ello, Brasil y México han tenido menos éxito que la India, ya que han logrado menos crecimiento económico; una razón para que así suceda, tal vez sea que aquellos países son menos grandes. En 1995, el PIB de Brasil estaba detrás de los de Estados Unidos, China, Japón, la India, Alemania, Rusia, Francia, el Reino Unido e Italia, mientras que México también estaba detrás de Indonesia y Canadá. Aunque Brasil no estaba muy por debajo de los países europeos, ellos disfrutaban además de los beneficios motivadores de flujos externos de IED. Brasil y México están en desventaja en la distribución de sectores de innovación a través del libre comercio y sufren el desplazamiento de la innovación a través de la IED. Sin embargo, como no están muy lejos en tamaño de esos países europeos tecnológicamente autónomos, para los cuales ocurre la convergencia bajo el comercio, quizá Brasil y México no estén situado muy por debajo del umbral de convergencia derivado del libre comercio. Un empujón adicional mediante políticas de transferencia tecnológica podría conducir a la transición hacia el desarrollo.

Entre los resultados que han sido expuestos, se encuentra el que señala que entre los principales determinantes del éxito que pueden sostener las políticas de apertura a la globalización, es decir, al comercio y a la IED, se encuentran la capacidad productiva y las políticas de transferencia tecnológica y promoción de exportaciones con que se lleva a cabo la inserción en la globalización. Una medida directa de la capacidad productiva es el PIB nacional, que incluye ya los efectos de una serie de factores, tales como acervos de capital humano, calidad de las instituciones, características geográficas, etc. Es interesante observar la evolución del PIB total de diversos países, de 1950 a 2000 (figura 3). En la figura tres, se ofrece la gráfica del logaritmo del PIB total, por lo que las pendientes de líneas rectas representan tasas de crecimiento. También es notable el sistemático crecimiento que ha tenido la economía norteamericana, con una tasa promedio de 3.4% anual, en los últimos cincuenta años. En la actualidad,

solamente es su rival la economía conjunta de la Unión Europea, que es aproximadamente del mismo tamaño que la estadounidense. Sin embargo, las variaciones en el número de sus miembros dificulta la posibilidad de definir, para esta unión, una tasa de crecimiento comparable con la de los países individuales. Lo siguiente que se destaca, es la alta tasa sostenida de crecimiento que ha mantenido China, de 5.8% en promedio para el período completo, y de 7.1% entre 1980 y 2000. Si se mantienen constantes las tasas de crecimiento de EEUU y China, la magnitud de la segunda economía alcanzará la de la primera en 2015. La siguiente economía en magnitud es Japón, que experimentó un crecimiento de 9.2% entre 1970 y 1990, reduciéndose a 1.4% anual durante la década de los noventa. Le sigue India, con un 5.5% en los ochenta. La URSS sufrió un grave descenso de 4.5% anual en la década de 1990. Siguen Alemania, Francia, Gran Bretaña e Italia, con tasas de crecimiento promedio de entre 1.6 y 2.4% anual entre 1980 y 2000. Estas economías europeas, que podríamos considerar como el tamaño típico de un país desarrollado, no fueron sobrepasadas por Brasil y México, que tienen mayores poblaciones, y cuyo crecimiento se frenó respectivamente de 6.2% y 6.6% anual entre 1950 y 1980 a 2.1% y 2.6% anual entre 1980 y 2000. España y Canadá crecieron más rápidamente durante este periodo, con un 2.8% anual. Corea del Sur creció a una tasa del 8.0% entre 1960 y 2000. Indonesia creció al 5.3% entre 1970 y 2000.

La comparación que llevamos a cabo anteriormente, entre los éxitos de las políticas de apertura de China, la India, Brasil y México, es consistente con la comparación entre sus tamaños, como se aprecia en la figura tres (3). Parecería que el umbral de capacidad productiva arriba del cual es claramente beneficiosa la apertura es, aproximadamente, la capacidad de los principales países europeos.

Para el caso mexicano, podríamos agregar lo siguiente. Las tasas de crecimiento del PIB en las décadas 1984-1994 y 1994-2004 son aproximadamente iguales. Si consideramos que el segundo periodo es abierto, en comparación con el primero, es decir, que para México ha sido aproximadamente indiferente estar abierto o cerrado, esto significa que México se encuentra muy probablemente en el umbral a partir del cual la apertura es beneficiosa. La conclusión sería que para México pueden ser muy benéficas las políticas de transferencia tecnológica y promoción de exportaciones; éstas podrían elevar la tasa de crecimiento. Lo que hace falta, es: apoyar la adopción e innovación tecnológica, medidas por su éxito en las exportaciones, así como, a los sectores exportadores; además de integrar la formación de capital humano con el sector productivo; también, apoyar la formación de capital humano en los niveles que mejores resultados se obtiene en el sector productivo y lograr los consensos y programas de redistribución que puedan a su vez apoyar estas políticas.

Conclusiones

Se ha argumentado acerca de la conveniencia de un modelo teórico de desarrollo y subdesarrollo en una economía global y *abierta*. Este modelo *no* requiere del supuesto de rendimientos crecientes o de fallas de mercado más allá de las que se encuentran implícitas en la teoría del cambio tecnológico endógeno. Se muestra que pueden persistir estados estacionarios desiguales o divergentes entre economías que difieren *solamente* en su estatus relativo, como consecuencia del libre comercio y de la IED. También, se mostró que puede surgir el crecimiento milagroso entre estos estados estacionarios. Por lo mismo, diferencias entre países tales como las geográficas e institucionales *no son condiciones necesarias* para el atraso, aunque pueden agravar o promover factores que determinan membresía en estados estacionarios y niveles equivalentes, o determinarse en conjunto con los niveles tecnológicos.

Incorporamos el comercio y la inversión extranjera en un contexto schumpeteriano de crecimiento económico con transferencia de tecnología. Mostramos que bajo el libre comercio los sectores de innovación y producción tienden a distribuirse a través de los países en proporción a su capacidad productiva, lo cual genera divergencia. Una solución a este problema puede ser el promover exportaciones en combinación con alguna forma graduada de protección contra importaciones, que guarden algunos sectores para que se desarrollen más una vez que su capacidad productiva agregada se haya puesto al corriente. Otra solución es la transferencia de tecnología.

Además, la IED resulta en incentivos desiguales para la innovación, los cuales favorecen a los países de vanguardia y desplazan la innovación en los países receptores de inversión extranjera directa. Lo positivo aquí es que cuando el comercio y la IED se han regulado para lograr transferencia de tecnología y proteger suficientemente los sectores internos, como en China recientemente y en el este de Asia en años anteriores, entonces, han demostrado ser instrumentos poderosos para lograr un crecimiento milagroso que conduce al desarrollo. Inclusive, los socios comerciales y los países inversores también se han beneficiado del proceso. Donde tales regulaciones no han sido aplicadas, los resultados no han sido tan buenos.

En la práctica, la adopción tecnológica es lo suficientemente difícil como para que las altas tasas de crecimiento económico y de convergencia se hayan sostenido sólo mediante la integración a la economía mundial. Episodios prolongados de alto crecimiento económico -casi sin excepción- involucran el uso controlado del comercio y la IED para favorecer la transferencia e independencia tecnológicas. Estos episodios han sido un rasgo repetido en la historia económica que ha caracterizado la transición al

desarrollo de la mayoría de los países. Estos hechos estilizados se explican en términos de los incentivos subyacentes para la innovación. El desarrollo y el subdesarrollo se entienden como estados estacionarios y los episodios de crecimiento milagroso, como una transición entre ellos.

Las teorías que encuentran que el comercio y la inversión libres a través de los países conducen a la igualación en tasas de crecimiento y niveles de productividad, generalmente se basan en mercados competitivos y en funciones de producción que enfrentan rendimientos decrecientes. En estas situaciones, la tendencia al equilibrio por lo regular genera convergencia. A la innovación, sin embargo, la impulsan incentivos derivados de la fuerza del mercado. Sólo la política pública global puede frenar los abusos o distorsiones que puedan derivarse de tal fuerza. Este es el principio detrás de la ley “anti-trust”. El mismo principio aplica en el caso del comercio y la inversión internacionales. La competencia entre iguales —aún entre consorcios gigantescos— puede ser benéfica. Pero cuando surgen asimetrías relevantes, se debe salvaguardar la independencia y el desarrollo de largo plazo del débil. El acceso a los mercados y a la mano de obra barata se debe compensar con la transferencia de conocimiento. Es indispensable la existencia de políticas que garanticen el desarrollo tecnológico, para que la globalización pueda exitosamente elevar los ingresos y eliminar la pobreza. Con ello eliminará también algunos de los antagonismos que generan terrorismo y guerra.

Para abrir el potencial de crecimiento del comercio y la IED se requiere de regulación global, a través de acuerdos mundiales de comercio e inversión, con el fin de corregir los desequilibrios inherentes a la innovación, y promover el desarrollo económico para todos los países a través de transferencias tecnológicas y de otro tipo, como habilidades técnicas e infraestructura. Una regulación mundial de este tipo, que genere el desarrollo mutuo, eliminaría la divergencia y beneficiaría a la economía mundial en su conjunto, ya que su tasa de crecimiento se maximiza con el desarrollo de todos los países.

Si el subdesarrollo está fincado en una trampa de baja tecnología generada en el contexto de la globalización, como se propone aquí, reconocerlo es vital. La remoción de dicha trampa conducirá al crecimiento milagroso, con enormes ganancias de bienestar. Por el contrario, ignorar la trampa condenará al fracaso políticas económicas basadas en juicios deficientes e incompletos de la realidad económica.

Referencias

- Aghion, P. y P. Howitt (1992). "A Model of Growth through Creative Destruction." *Econometrica*, (March), 60 (2), pp. 323-51.
- Aghion, Philippe, y Peter Howitt (1998). *Endogenous Growth Theory*. MIT Press. Cambridge, Mass.
- Aghion, P.; Howitt, P.; y Mayer-Foulkes, D. (2005). "The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, issue 1, Feb.
- Arora, S. (2001) "Health, Human Productivity and Long-Term Growth", *Journal of Economic History*, 61, 699-749.
- Arrow, Kenneth J. (1962). "The Economic Implications of Learning by Doing." *Review of Economic Studies*, 29 (June), pp. 155-73.
- Banco Mundial (1993). Véase World Bank (1993).
- Barro, R. (1991) "Economic Growth in a Cross Section of Countries." *Quarterly Journal of Economics* 106 (2/May): 407-443.
- Barro, R. (1996). "Health and Economic Growth", Annex I of the *Convocatoria para propuestas de investigación sobre Inversión en Salud y Crecimiento Económico* de la Organización Panamericana de la Salud.
- Barro, R. y Lee, J. (1994): "Losers and Winners in Economic Growth," in *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics, 1993: Supplement to The World Bank Economic Review and The World Bank Research Observer*. Bruno, Michael Pleskovic, Boris, eds., Washington, D.C.: World Bank. pp 267-97.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, Inc.
- Beaudreau, B. C. (2004): *World Trade*. iUniverse, Inc., New York.
- Bhargava, A., Jamison, D., Lau, L., y Murray, C. (2000): "Modeling the Effects of Health on Economic Growth," mimeo.
- Branstetter, Lee G. y Feenstra, Robert C. (1999). "Trade and Foreign Direct Investment in China: A Political Economy Approach," NBER Working Papers 7100, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Broadberry, Stephen y Gupta, Bishnupriya (2005) "Cotton textiles and the great divergence: Lancashire, India and shifting comparative advantage, 1600-1850", Mimeo, Department of Economics, University of Warwick.
- Case, Anne; Fertig, Angela y Paxson, Christina (2003). "From Cradle to Grave? The lasting impact of childhood health and circumstance". National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper 9788, Cambridge, Massachusetts.
- Case, A.; Lubotsky, D.; and Paxson, C. (2002). "Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient". *American Economic Review*, 92(5) December, 1308-1334.
- Caselli, F., Esquivel, G. y Lefort, F (1996). "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, September, 1(3), 363-389.

- Cervellati, Matteo y Uwe Sunde. (2003). "Human Capital formation, Life Expectancy and the Process of Economic Development", mimeo.
- Chakraborty, Chandana y Nunnenkamp, Peter (2006) "Economic Reforms, Foreign Direct Investment and its Economic Effects in India," Working Papers 1272, Kiel Institute for World Economics.
- Chapman, Stanley (1999). "Introduction", in Stanley Chapman, ed., *The Cotton Industry: - Its Growth and Impact, 1600-1935*, Bristol: Thoemmes Press, pp. v-xviii.
- Dollar, D. y E. Wolff (1994). "Capital Intensity and TFP Convergence On the Industry Level in Manufacturing, 1963-1985" (with David Dollar), en William J. Baumol, Richard R. Nelson y Edward N. Wolff (Eds.) *Convergence of Productivity: Cross-National Studies and Historical Evidence*. Oxford University Press, 197-224.
- Domar, E. (1946), "Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment." *Econometrica*, 14(2): 137-47.
- Dunning, J. H. (1993). *Multinational enterprises and the global economy*. Wokingham, England; Reading, Mass, Addison-Wesley.
- Easterly, William y Ross Levine (2002). "It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models." Working Papers Central Bank of Chile 164, Central Bank of Chile.
- Eaton, J.; Gutierrez, E.; y Kortum, S. (1998). "European Technology Policy". *Economic Policy*, 27 (October), 405-438.
- Eaton, J. y Kortum, S. (2001). "Technology, Trade, and Growth: A Unified Framework," *European Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 45, pp. 742-755.
- Eaton, J. y Kortum, S. (2003). "A Rising Tide Raises all Ships: Trade and Diffusion as Conduits of Growth," in *Finance, Research, Education, and Growth*, edited by L. Paganetto and E.S. Phelps. London: MacMillan.
- Eaton, J. y Kortum, S. (2004). "Innovation, Diffusion, and Trade," mimeo.
- Fan, Emma Xiaoqin y Felipe, Jesus (2005). "The Diverging Patterns Of Profitability, Investment And Growth Of China And India, 1980-2003," CAMA Working Papers 2005-23, Australian National University, Centre for Applied Macroeconomic Analysis.
- Ferguson, Niall (2003). *British Imperialism Revisited: The Costs and Benefits of "Anglobalization"*, http://www.originofnations.org/British_Empire/british_empire_and_globalization.htm
- Flatters, F. y Harris, R.G. (1994), "Trade and Investment: Patterns and Policy Issues in the Asia Pacific Rim", in *Pacific Trade and Investment: Options for the 90s*, Dobson, W. and Flatters, F., editors.
- Fogel, R. W. (1991). "New Sources and New Techniques for the Study of Secular Trends in Nutritional Status, Health, Mortality, and the Process of Aging", National Bureau of Economic Research Working Paper Series on Historical Factors and Long Run Growth: 26, May.

- Fogel, R. W. (1994[a]). "Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy", *American Economic Review*, vol. 84 (3), pp. 369-395.
- Fogel, R. W. (1994[b]). "The Relevance of Malthus for the Study of Mortality Today: Long Run Influences on Health, Morality, Labour Force Participation, and Population Growth", Lindahl Kiessling, Kerstin; Landberg, Hans, eds. *Population, economic development, and the environment*. Oxford and New York: Oxford University Press, pages 231-84.
- Fogel, R.W. (2002). "Nutrition, Physiological Capital, and Economic Growth", Pan American Health Organization and Inter-American Development Bank, available at <http://www.paho.org/English/HDP/HDD/fogel.pdf>
- Fogel, R. W. y Wimmer, L. T. (1992). "Early Indicators of Later Work Levels, Disease, and Death", National Bureau of Economic Research Working Paper Series on Historical Factors in Long Run Growth: 38, June.
- Frankel, M. (1962). "The Production Function in Allocation and Growth: A Synthesis." *American Economic Review*, 52, pp. 995-1022.
- Gallup, J. y Sachs, J. (2000): "The Economic Burden of Malaria," Working Paper No. 52, Center for International Development, Harvard University.
- Gerschenkron, Alexander. (1952) "Economic Backwardness in Historical Perspective." In *The Progress of Underdeveloped Areas*, edited by Bert F. Hoselitz. Chicago: University of Chicago Press.
- Graham, Edward M. (1995), "Foreign Direct Investment in the World Economy", International Monetary Fund, Research Department, WP/95/59. Washington, D.C.
- Hall, R.E., y Jones, C.I. (1999). "Why Do Some Countries Produce so Much More Output per Worker than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, 114(1): 83-116.
- Harrod, R. (1939). "An Essay in Dynamic Theory." *Economic Journal*, 49(193): 14-33.
- Helpman, E. (1993), "Innovation, Imitation, and Intellectual Property Rights," *Econometrica*, 60: 1247-1280.
- Howitt, P. (2000) "Endogenous growth and cross country income differences", *American Economics Review*, 90(4):829-46.
- Howitt, P. y Mayer-Foulkes, D. (2005). "R&D, Implementation and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, No. 1, Feb.
- Islam, N. (1995). "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 1127-1170.
- Keller, Wolfgang (2004), "International Technology Diffusion," *Journal of Economic Literature*, 42(3), 752-782.

- Klenow, P.J. y Rodríguez-Clare, A. (1997) "The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has it Gone too Far?" in B. Bernanke and J. Rotemberg (eds) *NBER Macroeconomics Annual 1997*, MIT Press: Cambridge, MA.
- Knight, Malcolm; Loayza, Norman; y Villanueva, Delano (1993). "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: A Panel Data Approach", *IMF Sta. Papers*, September, 40(3), 512-41.
- Knowles, S., y Owen, P. D. (1995). "Health Capital and Cross-country Variation in Income Per Capita in the Mankiw Romer Weil-Model." *Economics-Letters*, 48 (1) April, 99-106.
- Knowles, S., y Owen, P. D. (1997). "Education and Health in an Effective-Labour Empirical Growth Model." *Economics-Record*, 73 (223) April, 314-328.
- Levinger, Beryl (1994). "Nutrition, health and education for all." Education Development Center, UNDP, 73, Nueva York (disponible en <http://www.edc.org/INT/NHEA/index.html>).
- López-Córdova, José Ernesto (2002). "NAFTA and Mexico's Manufacturing Productivity: An Empirical Investigation using Micro-level Data". Mimeo.
- Lucas, Robert E., Jr. (1988). "On the Mechanics of Development Planning." *Journal of Monetary Economics*, 22, 1 (July), pp. 3-42.
- Maddison, A. (2001). *The World Economy: A Millennial Perspective*. Development Centre Studies. Paris: OECD.
- Maddison, Angus (2003): *The World Economy; Historical Statistics*. Paris: OECD.
- Mankiw, N. Gregory, David Romer y David N. Weil (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2 (May), pp. 407-37.
- Martin, Will y Mitra, Devashish (2001). "Productivity Growth and Convergence in Agriculture and Manufacturing" *Economic Development and Cultural Change*, 49(2): 403-422.
- Mayer-Foulkes, D. (2001a). "The Long-Term Impact of Health on Economic Growth in Mexico, 1950-1995", *Journal of International Development*, 13(1), pp. 123-126.
- Mayer-Foulkes, D. (2001b). "The Long-Term Impact of Health on Economic Growth in Latin America", *World Development*, 29(6) pp. 1025-1033.
- Mayer-Foulkes, D. and Nunnenkamp, P. (2005). "Do Multinational Enterprises Contribute to Convergence or Divergence? A Disaggregated Analysis of US FDI", Kiel Working Paper No. 1242, Kiel Institute for World Economics, Kiel, Germany, <http://ssrn.com/abstract=750104>, SDTE 339.
- Mayer-Foulkes, D. (2006a). "Development and Underdevelopment: 1500–2000." Documento de trabajo del CIDE. En elaboración.

- Mayer-Foulkes, D. (2006b). "The Impact of Free Trade and FDI: Banana Republic or Miracle Growth?" Documento de trabajo del CIDE. En elaboración.
- Mayer-Foulkes, D. (2006c). "Human Development and Economic Growth." Documento de trabajo del CIDE. En elaboración.
- Mayer-Foulkes, D. (2006d). "The Human Development Trap in Mexico." Revisión y reenvío para *World Development*.
- Mayer-Foulkes, D. (2006e). "Global Divergence". En Severov, Gleb, *International Finance and Monetary Policy*. Nova Science Publishers.
- Micronutrient Initiative & UNICEF (2004). *Vitamin & Mineral Deficiency: A Global Progress Report*. Ottawa: Micronutrient Initiative.
- Nagesh, Kumar (1995). "Industrialization, Liberalization and Two Way Flows of Foreign Direct Investment: The Case of India," Discussion Papers 03, United Nations University, Institute for New Technologies.
- Parente, Stephen L., y Edward C. Prescott. (2000). *Barriers to Riches*. Cambridge, Massachusetts : The MIT Press.
- Pipitone, Ugo. (1995). *La salida del atraso: Un estudio histórico comparativo*. Fondo de Cultura Económica, México, segunda edición.
- Pritchett, Lant (1997). "Divergence, Big Time." *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), Summer, pp. 3-17.
- Rodriguez, Francisco y Rodrik, Dani (1999). "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to Cross-National Evidence", NBER Working Paper No. 7081
- Romer, Paul M. (1986). "Increasing Returns and Long-Run Growth." *Journal of Political Economy*, 94, 5 (October), pp. 1002-37.
- Romer, Paul M. (1990). "Endogenous Technological Change." *Journal of Political Economy*, 98, 5 (October), part II, pp. S71-S102.
- Rothmuller, Leandro (2003) "Does FDI Matter for Trade in Brazil? An Application of the Gravity Model," Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 31th Brazilian Economics Meeting] c71, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Sachs, J. and Warner, A. (1995): "Economic Reform and the Process of Global Integration," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 1118.
- Sachs, J. y Warner, A. (1997). Sources of Slow Growth in African Economies. *Journal of African Economies*, 6(3), 335-376.
- Savedoff, W.D., y Schultz, T.P. (eds) (2000) *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*, Inter-American Development Bank: Washington.
- Schultz, T.P. (1992) "The Role of Education and Human Capital in Economic Development: An Empirical Assessment", *Yale Economic Growth Center Discussion Papers* No. 670.
- Schultz, T.P. (1997) "Assessing the Productive Benefits of Nutrition and Health: An Integrated Human Capital Approach", *Journal of Econometrics* 77(1):141-58.

- Schultz, T.P. (1999) "Health and Schooling Investments in Africa", *Journal of Economic Perspectives* 13(3):67-88.
- Schumpeter, Joseph A. (1934), *The Theory of Economic Development*. Cambridge MA, Harvard University Press.
- Semmel, Bernard (1970). *The Rise of Free Trade Imperialism*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. New York: Alfred A. Knopf.
- Sharma, Kishor (2000) "Export Growth in India: Has FDI Played a Role," Working Papers 816, Economic Growth Center, Yale University.
- Solow, R. M. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Strauss, J., y Thomas, D. (1998) "Health, Nutrition, and Economic Development". *Journal of Economic Literature* 36(2):766-817.
- Svedberg, Peter (1978). "The Portfolio-Direct Investment Composition of Private Foreign Investment in 1914, Revisited." *Economic Journal*, 88, No. 352, December: 763-777.
- Swan, T. W. (1956). "Economic Growth and Capital Accumulation." *Economic Record*, 32: 334-361.
- Thomas, D.; Schoeni, R.F., y Strauss, J. (1997) "Parental Investments in Schooling: Gender and Household Resource Allocation in Urban Brazil", RAND Labor and Population Program Working Paper.
- UNCTAD (1998). *World Investment Report 1998*. United Nations, Nueva York.
- UNCTAD (1999). *World Investment Report 1999*. United Nations, Nueva York.
- UNCTAD (2004). *World Investment Report 2004*. United Nations, Nueva York.
- Uzawa, Hirofumi (1965). "Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth." *International Economic Review*, 6 (January), pp. 18-31.
- Wan Jr., H. Y. (2004). *Economic Development in a Globalized Environment: East Asian Evidences*. Kluwer Academic Publishers. The Netherlands.
- World Bank (1993). *World Development Report 1993: Investing in Health*. Washington, DC.

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León,
volumen veintiseis, número uno, se terminó de imprimir el primero de mayo del
año dos mil siete 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.

