

**Artículos**

**Mexican Migrants to the United States: an Alternative Methodology**

*José Martínez*

**Riesgo operacional en la banca transnacional: un enfoque bayesiano**

*José Francisco Martínez Sánchez, Francisco Venegas Martínez*

**Determinantes económicos del nivel de empleo. Alguna evidencia para Argentina**

*Luis N. Lanteri*

**Comercio internacional, IED, capital humano e ingreso per cápita en América Latina y el Caribe**

*Omar Neme Castillo, Ana Lilia Valderrama Santibáñez, Humberto Ríos Bolívar*



**UANL**

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



# UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

## 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. 32, No. 1, enero-junio 2013. 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 2013. 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.

# Índice

<i>Mexican Migrants to the United States: an Alternative Methodology</i>	1
José Martínez	
<i>Riesgo operacional en la banca trasnacional: un enfoque bayesiano</i>	31
José Francisco Martínez Sánchez, Francisco Venegas Martínez	
<i>Determinantes económicos del nivel de empleo. Alguna evidencia para Argentina</i>	73
Luis N. Lanteri	
<i>Comercio internacional, IED, capital humano e ingreso per cápita en América Latina y el Caribe</i>	101
Omar Neme Castillo, Ana Lilia Valderrama Santibáñez, Humberto Ríos Bolívar	



## **Mexican Migrants to the United States: an Alternative Methodology**

José Martínez\*

Fecha de recepción: 07/III/2012

Fecha de aceptación: 03/IX/2012

### **Abstract**

Mexicans are the largest immigrant group in the United States. There is a lack of consensus about whether migrants from Mexico are positively or negatively selected. Data from the Mexican census suggest migrants are negatively selected while data from the U.S. census suggest intermediate selection. Both data sources undercount migrants, with Mexican sources systematically undercounting more educated migrants and U.S. sources undercounting less educated migrants. Net migration techniques are used to estimate migration flows during the 1990s and obtain estimates which present a more accurate characterization of Mexican immigrants. Three main conclusions are reached. First, the net flow of Mexicans to the United States during the 1990s was about 10 percent less than the U.S. census data suggest. Second, migrants are younger and less female than suggested by the U.S. census, but older and more female than suggested by the Mexican census. Third, U.S. census data significantly overstate the educational attainment of migrants. However, the disagreement in the literature on migrant selection results less from who is counted in Mexican and U.S. data and more on the responses given to the Mexican and U.S. census questions on schooling.

**JEL Classification:** F22, O15, J15.

**Keywords:** Net Migration, Mexico, Selectivity.

### **Resumen**

Los mexicanos son el grupo de inmigrantes más grande en los Estados Unidos. No existe consenso sobre si los inmigrantes mexicanos están autoseleccionados positiva o negativamente. Datos del censo de población de México sugieren que están seleccionados negativamente, mientras que datos

---

\* Department of Economics, University of North Texas. Address: 1155 Union Circle Denton, TX 76203, United States. Email: Jose.Martinez@unt.edu

de los Estados Unidos sugieren que están seleccionados de manera intermedia; sin embargo, ambas fuentes de datos subestiman el número de inmigrantes. Fuentes de datos de México sistemáticamente subestiman a migrantes con mayores niveles de escolaridad; mientras que fuentes de datos de los Estados Unidos, subestiman a los de menor escolaridad. Usando técnicas de migración neta para estimar los flujos migratorios durante la década de 1990, se obtienen estimadores que presentan una identificación más precisa de los migrantes mexicanos. Se llega a tres conclusiones principales. Primera, el flujo neto de mexicanos hacia los Estados Unidos durante 1990 fue cerca de diez por ciento menor al aludido por los datos de los Estados Unidos. Segunda, los migrantes representan una mayor cantidad de jóvenes y una menor cantidad de mujeres, que lo sugerido por los datos de los Estados Unidos; pero son más los adultos mayores y también más mujeres, que los sugeridos por el censo de México. Tercera, los datos de Estados Unidos sobreestiman significativamente la escolaridad de los inmigrantes. Sin embargo, acerca de la falta de consenso en cuanto a la literatura sobre la selectividad de los migrantes, los resultados muestran que es menor la escolaridad de quien es contado en México y en los Estados Unidos; pero es más de lo que se obtiene de las respuestas a las preguntas del censo sobre escolaridad.

**Clasificación JEL:** F22, O15, J15.

**Palabras Clave:** Migración neta, México, Selectividad.

### **Introduction**

The 2000 U.S. population census counted 33 million individuals born outside the United States (U.S. Census Bureau, 2004) in 2000. The Mexican born is estimated to be 9.3 million, and represent the largest number from any single country. Those immigrants born in Mexico differ in educational attainment and age distribution from the native born population is uncontroversial. But there is less agreement on how migrants from Mexico compare with the Mexican population remaining in country.

The educational content of migration flows has been of longstanding interest to development economists concerned about “brain drain.” Docquier and Marfouk (2006) unify census data from the Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) countries and find that internationally, migrants are divided roughly into three equal groups having 8 or fewer years of schooling, 9 to 12 years of schooling and more than 12 years of schooling. They note that their data underrepresent flows of illegal migrants, who are not generally well measured by receiving country census agencies. Since illegal migrants are both large in number and likely to have lower education

levels, this has an effect of undetermined magnitude on the estimates of the educational content of migrant flows. The exercise we undertake in this paper provides a measure of the magnitude of the bias in these estimates for one large bilateral migration flow.

The educational attainment of Mexican migrants to the U.S. can be measured using data from either the Mexican or U.S. census. There is a clear pattern in the literature: analysis using data from Mexico finds that migrants have less schooling than those remaining in Mexico, while analysis using data from the United States finds more positive selection. Because of the nature of undercounted sectors of the migrant population, there is reason to believe that data from both the Mexican and U.S. census are biased, but in opposite directions. We show that estimates based on the method of net migration, while not without error, do not suffer from the obvious biases of the estimates relying on direct data taken from either of the two censuses.

The two data sources produce a different picture with respect to the age and gender of migrants as well. Among the Mexicans born arriving in the United States between 1995 and 2000, U.S. census data indicate that 60% are male and 40% are female. Among those who left Mexico for the United States without returning during the same years, the Mexican census reports that 75% are male and only 25% are female.

Given the issues with the current estimates of the size and characteristics of migration flows, we pursue in this paper an alternative approach of estimating the net outflow and characteristics of migrants from Mexico during the 1990s. We use data from the 1990 and 2000 Mexican and U.S. population censuses to calculate net migration from Mexico. Net migration compares the size of an age cohort in an earlier census with the size of an appropriately older cohort in a later census, adjusting for mortality. For example, we compare the number of 8-12 year olds in 1990 with the number of 18-22 year olds in 2000. We use data on the number of deaths to account for the reduction in cohort size due to mortality. The difference between the adjusted cohort sizes represents the estimate of net migration during the decade. By comparing age, education and gender cohorts, we provide a profile of migrants. Since about 98 percent of those who migrate from Mexico come to the United States, we obtain a very good estimate of the flows from Mexico to the United States.

We face several challenges in pursuing the net migration approach. For example, the percentage of the population with an unreported age is significantly higher in the 2000 Mexican census than the 1990 Mexican census, and the tendency for ages to be reported as numbers ending in 0 or 5 also changes between 1990 and 2000. The proportion of the population in

the U.S. census which is categorized as foreign born, country not specified, is much higher in the 1990 census than in the 2000 census (Cresce, Ramirez and Spencer, 2001). These changes across time result less from changes in the responses of households and more from decisions by the census bureau with respect to allocation, assigning values to non-responses. The percentage of the population in the United States uncounted by the census between 1990 and 2000 is also widely seen as having fallen.<sup>1</sup> We describe how we address these and related issues in more detail later in the paper. Importantly, while the solutions we pursue might add noise to the estimates, we believe that the migration estimates coming from the net migration analysis are much less subject to the biases of those relying directly on data from either the Mexican or U.S. census.

Our first main finding is that the net flow of Mexicans to the United States was about 10 percent less than the U.S. census data suggest. While the U.S. census data indicate that 4.39 million Mexicans between the ages of 3 and 72 (in 1990) came to the United States during the 1990s, we estimate the flow to be 4.04 million.<sup>2</sup> Second, we find that the age distribution of migrants lies between that obtained using U.S. data and that obtained using Mexican data, but is closer to that obtained from the U.S. data. Third, we find that the education attainment also lies between that obtained from the two censuses, but is much closer to the estimates obtained from the Mexican census. This suggests that the U.S. census significantly overstates the educational attainment of Mexican migrants. The differences in the estimates of educational attainment are too large to be explained by the differences in who is counted by the two censuses, implying the Mexicans respond differently to the questions on educational attainment in the U.S and Mexican censuses. Since there is much less reason to think that the educational attainment of the children born to Mexican migrants is similarly biased, this implies that the gain in schooling from the first to second generation is much larger than the literature currently estimates.

---

<sup>1</sup> The U.S. Census Bureau's Executive Steering Committee for Accuracy and Coverage Evaluation (ACE) estimated that the undercount was reduced from 1.61% of the population in 1990 to 1.18% in 2000. The ACE also concluded that the improvement was especially marked among Hispanics and other minority groups. The estimated undercount rate for Hispanics fell from 4.99 in 1990 to 2.85 in 2000. Farley (2001) discusses some of the methods the Census Bureau used to increase the accuracy of the 2000 count, including an advertising campaign, an increased number of enumerators, and partnerships with community organizations in difficult-to-count populations. Hogan (2001) offers corroborating evidence of the more complete count by comparing census counts with data on school and Medicare enrollments.

<sup>2</sup> The 4.39 million figure is obtained by comparing the size of the 3-72 year old cohort in 1990 and then in 2000.

## **1. Literature Review**

Borjas (1996) argues that high returns to education in Mexico lead to negative selection of migrants, as the better educated have stronger incentives to remain in Mexico. Ibararan and Lubotsky (2005) and Fernández-Huertas Moraga (2011) provide evidence in support of negative selection using the 2000 Mexican population census and Mexican National Employment Survey, respectively. Chiquiar and Hanson (2005), on the other hand, argue that migration costs can reverse the prediction of negative selection. If all migrants pay comparable fixed costs to migrate, then lower skilled workers will have to work longer to offset those costs, making migration to the United States a less attractive option for the less skilled. Chiquiar and Hanson (2005) provide evidence based on the 2000 U.S. population census suggesting that migrants come disproportionately from the upper half of the education and wage distribution in Mexico. Cuecuecha (2003) reaches a similar conclusion using data on the Mexican born in the Current Population Survey. McKenzie and Rapoport (2006) show that the probability of migration is increasing with education in communities with low migration networks, but decreasing with education in communities with high migration networks. This might explain in part why some authors find positive selection of migrants based on education while others have found evidence of negative selection. On the other hand, Aguayo-Tellez and Martínez-Navarro (2013) find evidence that single adult males with low levels of education tend to migrate to the U.S., even when controlling for self-selectivity of migrants. Finally, migrant's remittances have been shown to promote human capital accumulation for non-migrants in the source country, Contreras (2012).

The most direct measure of migration flows from the 2000 Mexican population census data are derived from a question asking whether anyone in the household has migrated outside of Mexico within the previous five years. Those responding affirmatively are asked the age and gender of the migrant(s), the country to which each individual migrated, and whether the individual has returned to Mexico. Ibararan and Lubotsky (2005) use these data to estimate the education levels of migrants based on the education of non-migrants remaining in the household. They find that migrants have education levels which are, on average, lower than the population remaining in Mexico. Fernández-Huertas Moraga exploits the fact that the Mexican National Employment Survey is a rolling panel, and uses data on both the characteristics and earnings of individuals surveyed one quarter and reported as having migrated the next.

Chiquiar and Hanson (2005) point out that the Mexican census question fails to count households that migrate out of Mexico in their entirety. They argue

that these households are more likely to be urban and more highly educated than households sending single members to the United States. Hence, the Mexican census and employment survey data bias downward the educational attainment of migrants to the United States. Instead, Chiquiar and Hanson (2005) use data from the U.S. census on the characteristics of the Mexican-born residing in the United States, comparing them with the population resident in Mexico. The U.S. census data suggest that migrants have far higher education levels than the Mexican census, leading to a conclusion that migrants have schooling levels which are higher than the population remaining in Mexico.<sup>3</sup>

Supporting Hanson and Chiquiar's argument, the U.S. census data suggest that 2.7 million Mexicans arrived in the United States between 1995 and 2000. The Mexican census measures only 1.3 million Mexicans leaving the country for the United States during the same five-year period.<sup>4</sup> This suggests that as many as half of the migrants from Mexico are not counted by the question asked in the Mexican census.

But there are reasons to believe that the data from the U.S. census present a distorted picture as well. The best estimates suggest that 10 to 15 percent of Mexican-born migrants were not counted in the 2000 census. The U.S. census is widely understood to undercount the Mexican-born population in a systematic way (Constanzo Davis, Irazi, Goodkind and Ramirez, 2001). Young, single, low-wage workers are less likely to live at a fixed address and more likely to be undercounted. The uncounted are more likely to have low levels of education relative to other migrants and relative to natives (Borjas and Katz, 2005; Bean, Corona, Tuirán, Woodrow-Lafield, and van Hook, 2001). Additionally, there are issues with the language translations for schooling levels used in the Spanish version of the U.S. census. Most importantly, the U.S. census refers to high school as *secundaria*. In Mexico, *secundaria* refers to the junior high school level. High school is referred to as *preparatoria* or *bachillerato* in Mexico.

---

<sup>3</sup> Using a sample of individuals 16 years of age and older, Ibarra and Lubotsky (2005) conclude that between 16 and 26 percent of those migrating to the U.S. come as a household. Their estimates are based on comparing populations counted in Mexico and the United States. Our own estimate, discussed in more detail later in the paper, is that households migrating entirely between the two censuses account for at least 36 percent of migrants from Mexico.

<sup>4</sup> This number does not include those who returned and resided in Mexico at the time of the 2000 census. Including those who returned, the Mexican census counts 1.6 million emigrants to the United States.

## 2. The Net Migration Methodology

The net migration methodology is widely used to overcome the lack of data on migration flows in most censuses of the 20<sup>th</sup> century. The method relies on the difference between changes in total population and changes in the natural population between two periods.

The estimated net migration flow  $M$  can be represented as:

$$M = (P_{t,a+t} - P_{o,a}) - \sum_{i=1}^t (B_i - D_i) \quad (1)$$

The first component on the right-hand side is the difference between the population of age  $a$  at time 0 and the population of age  $a+t$  at time  $t$ . The second component on the right-hand side is the difference between births and deaths in this cohort over the  $t$  years. A positive value for  $M$  would imply that, on net, more people came into the country than went out and vice versa.

For reasons that we discuss later in the paper, we exclude the cohort which was 0-2 years of age in 1990 and 0-12 years of age in 2000. Thus, births are not a factor in our analysis. However, an accurate mortality rate is critical to the analysis. We use Mexican data on deaths from the vital statistics from the country, which is the most reliable method for accounting for mortality,<sup>5</sup> (Siegel and Hamilton, 1952).

One of the main advantages of the net migration method is that it does not require data from migration-specific questions. There are several potential drawbacks which must be addressed. One relatively minor drawback is that the method generates only the net flow and does not allow for separate estimates of outflows and inflows. More serious concerns derive from changes in census methodologies over time. For example, as Bogue, Hinze, and White (1982) point out, changes in the percentage of the population enumerated by the census or changes (*de facto* or *de jure*) in the method of allocating non-responses from the enumerated population will affect the estimate of net migration if not properly accounted for. In addition, incorrect or incomplete measures of mortality may also affect the estimates. In our case, mortality figures are available only by age and gender; so we must

---

<sup>5</sup> Hill and Wong (2005) also estimate migration flows using a version of the net migration method. However, their analysis is limited to overall flows without differentiating by gender and education.

assume they are independent of education levels. If mortality rates are negatively correlated with education levels, then we will likely understate the educational attainment of migrants. However, for individuals aged 10-55, mortality rates are quite low, so the lack of education-specific mortality rates is not likely to have a large impact on the estimates.

We must also be concerned with “educational drift.” Other researchers have noted a tendency for individuals report higher educational levels as they age. This is particularly common among individuals with low levels of schooling. Thomas and Muvandi (1994), with reference to Botswana and Zimbabwe, attribute the phenomenon to regression to the societal mean during a period in which educational attainment is increasing rapidly. That is, the older generation reports higher schooling attainment as the attainment of the younger generation actually increases. Thomas and Muvandi (1994) find little evidence of drift in the United States, where educational attainment has risen more slowly in recent generations. Educational drift will affect any estimate of the educational attainment of migrants obtained using net migration. We address this issue by deriving an estimate for the level of educational drift, as described in Table A1 of the appendix, and by exploiting differences between Mexican states with high and low migration rates.

Mexican immigrants may be more likely to overstate their educational attainment after arrival from a tendency to revert to the community mean. Black, Sanders and Taylor (2003) compare responses to educational attainment from a subsample of the 1990 U.S. population census with responses to a resurvey with much more detailed questions about educational attainment. They find that just over 7 percent of those who report having a bachelor’s degree in the census are found not to have a college degree (BA) when asked the more detailed questions. Among Hispanics, the error rates are much higher: 17 percent of those who report having a BA in the census do not have a college degree. Black, Sanders and Taylor (2003) find that the larger error among Hispanics (and Asians) is almost entirely attributable to low levels of English language ability and the large number of immigrants among the Hispanic population, concluding: “Although this is suggestive that language skills may play an important role in the measurement error, it may simply reflect that immigrants often have a lack of familiarity with the U.S. higher education system.” Language and differences in the educational system suggests that the educational attainment levels reported in the Mexican census are likely to be more accurate than those reported by Mexican immigrants in the U.S. census.

An additional issue is that the net migration method gives us an estimate of all international migrants from Mexico. We are interested in migration from

Mexico to the United States. There is no way to isolate migration to the United States. However, this concern is reduced because the United States is the destination of about 98 percent of the migrants reported in the Mexican census. The Mexican census data do indicate that among households reporting migrants going to Europe, the education level of the household head is much higher (12.7 years) than the level of household heads with migrants to the United States (4.9 years). If European-bound migrants themselves have higher schooling levels than U.S-bound migrants, this will result in a small upward bias of the estimated educational attainment of migrants from Mexico to the United States.

### **3. Results**

#### *3.1. Migration Flows and Gender Estimates*

Both in numerical counts and in characteristics of migrants, the estimates of migration obtained from the U.S. and Mexican censuses are very different. Table 1 shows the age and gender distribution of migrants leaving Mexico between 1995 and 2000 -estimated using the Mexican population census (Column 2, including migrants who have returned)- and arriving in the United States -estimated using the U.S. population census (Column 3)- between 1995 and 2000. Since the Mexican census fails to count families migrating as a unit, we should expect the Mexican data to understate the number of children and females.<sup>6</sup> Since migrants residing in the United States as a family are more likely to be counted in the U.S. census (because they are more likely to reside in a fixed residence, for example). We should expect these same groups to be over-represented in the U.S. census data. Consistent with these expectations, Table 1 shows that while only five percent of migrants in the Mexican census are 14 years of age or younger, 22.6 percent of those enumerated in the U.S. census are 14 or younger. Similarly, only a quarter of migrants in the Mexican census are females, while females comprise almost 42 percent of the Mexican born population in the U.S. census. On the other hand, the Mexican data indicate much larger participation in migration by the 15-24 year olds: 54 percent of migrants are in this age range in the Mexican data compared with only 37 percent in the U.S. data. This is the age range which is most likely to live outside of traditional housing -such as migrant camps- or in multi-family households, and hence be undercounted by the U.S. census.

---

<sup>6</sup> Both females and younger children are more likely to migrate as a part of an entire household or for reasons of marriage (United Nations, 2006), more likely to live in apartments or houses once arriving in the United States and/or more likely to be counted by the U.S. census.

We now turn to estimating the net migration from Mexico to the United States. We derive three estimates. The first utilizes the Mexican census data, and the second the U.S. census data. The two censuses produce different estimates even of the total flow of migrants because the percentage of the population uncounted in the census falls between 1990 and 2000 in each country. Our third net migration estimate accounts for improvements in census coverage between 1990 and 2000 in both countries. We return to this estimate below.

Table 1  
**Mexican Migrants to the U.S.**

	(1)	(2)	(3)
	Mexican Population	Mexican Census Migrated 1995-2000	U.S. Census Arrived 1995-2000
Age / Gender	%	%	%
0-4	11.4	1.5	7.1
5-9	11.7	1.3	9
10-14	11.2	2.2	6.5
15-19	10.4	27.2	13.8
20-24	9.4	27.1	23.3
25-29	8.4	15.1	15.9
30-34	7.4	8.6	8.7
35-39	6.6	5.6	5.5
40-44	5.4	3.5	3.4
45-49	4.2	2.2	2.2
50+	13.5	3.2	4.1
Male	48.7	74.8	58.1
Female	51.3	25.2	41.9

Notes: Data in columns (1) and (2) from 2000 Mexican Population Census. Data in column (3) from the 5% Public Use Micro Sample of the 2000 U.S. Population Census. Source: calculations by author.

There are several data issues we must address in making the net migration estimates. We list the issues here, and describe how we address them:

- 1) In the Mexican data, there is a tendency for people to report ages ending in 0 or 5. For example, in 1990 around 300,000 individuals are reported as being 59 years old, 640,000 as 60 years old and 170,000 as 61 years old. The clumping suggests that people tend to

ound their age to 60 years even if they are 59 or 61 years old.<sup>7</sup> Clumping increases with age, that is, it is more severe around 60 than it is around 30, and clumping is more apparent in 1990 than it is in 2000. We address this by grouping ages into five-year cohorts centered around the ages ending in 5 and 0. That is, we compare the number of males aged 3-7, 8-12, etc. in 1990 with the number of males aged 13-17, 18-22, etc. in 2000.

- 2) The percentage of the Mexican sample with missing age is higher in 2000 than in 1990. We address this issue by increasing the percentage of the 1990 sample with missing ages so that it matches the percentage with missing age in 2000. These adjustments are discussed in greater detail in the appendix.
- 3) In the U.S. census, the percentage of the foreign-born population with the country of birth not specified is much higher in 1990 than in 2000. In 2000, the census bureau assigned a country of birth to individuals reporting themselves as foreign born, but not reporting a country of birth. The allocation was based on the place of birth of members of nearby households. We allocate the place of birth in the 1990 census using the percentage of the foreign born population (by age and gender) in an individual's Public Use Micro Area (PUMA) which was born in Mexico.
- 4) The net migration calculations indicate large net in migrations of children aged 0-2 in 1990 into both Mexico and the United States. Indeed, summing up the population born in Mexico from the population censuses of both countries, we find about 1 million more children aged 10-12 in 2000 than there were children aged 0-2 in 1990. This appears to result from households not reporting very young children in the population census.<sup>8</sup> We therefore exclude this cohort from the discussion, and focus on those 3-72 years of age in 1990.

The first two columns of Table 2 show the raw out/in migration flows from the Mexican and U.S. censuses, respectively. The Mexican data show much smaller migration flows, reflecting the fact that households leaving in their entirety are not counted in the Mexican census. The lower percentage of

---

<sup>7</sup> A similar issue exists with U.S. census data but to a lesser extent, perhaps because ages are smoothed by allocations made by the census bureau. See figures A1 and A2 in the appendix for more detail.

<sup>8</sup> A similar pattern is evident in the census data from Brazil, Chile, Argentina, and even from the U.S., to a lesser extent. Looking at the population by each single year of age suggests that the phenomenon is limited to those under age 2.

female migrants in the Mexican data reflects the same phenomenon. The third and fourth columns of Table 2 show our estimates of migrant flows developed using the net migration methodology applied to both the Mexican (Column 3) and U.S. (Column 4) censuses, adjusted for the issues just discussed.

Table 2  
Mexico-U.S. Migration Flows 1990-2000, by Age and Gender

Age	Gross Outflow/Inflow		Net Migration		
	Raw Data		Unadjusted		Adjusted*
	Mexico	U.S.	Mexico	U.S.	
0-2	-25,806	229,014	864,607	205,761	NA
3-7	-216,091	412,118	-219,772	408,162	-328,583
8-12	-615,474	820,351	-1,074,803	837,573	-933,176
13-17	-698,257	982,373	-1,326,294	1,054,981	-1,163,421
18-22	-363,469	638,111	-697,656	761,116	-723,452
23-27	-221,390	356,441	-346,915	514,632	-436,191
28-32	-127,866	215,399	244,545	308,327	-70,552
33-37	-91,502	128,896	-265,799	184,597	-212,560
38-42	-63,529	86,347	-125,645	119,597	-114,862
43-47	-38,915	51,266	19,387	67,803	-24,019
48-52	-26,806	37,778	-90,495	49,567	-58,253
53-57	-16,306	23,800	105,840	29,894	35,178
58-62	-5,092	15,886	-30,655	29,398	-19,453
63-67	-3,655	10,687	-100	18,123	1,637
68-72	-1,326	5,899	2,849	11,176	11,455
0-72	-2,515,484	4,014,366	-2,940,905	4,600,678	NA
3-72	-2,489,678	3,785,352	-3,805,511	4,394,917	-4,036,251
% Female	26.8	43.4	40.2	43.6	39.4

Notes: Calculations using data from 1990 and 2000 Population Census for Mexico and the U.S.\* Data are adjusted for the improvement in the coverage of the census in Mexico and the U.S. The improvement is allocated between the two countries in a manner described in the text. NA: not available.

Source: calculations by author.

For the Mexican data, we use the 10 percent samples from the 1990 and 2000 Mexican censuses. The 1990 sample is unweighted and representative at the state level. The 2000 census is weighted and representative at the *municipio* (county) level. Smaller *municipios* are over-sampled, and sampling weights are provided. We use the sampling weights for all of our calculations. Following equation (1), and given that we are going to follow age cohorts over time, equation (1) can be rewritten as:

$$M_{aj} = (P_{(a+10)j}^{2000} - P_{aj}^{1990}) + \sum_{t=1990}^{2000} D_{ajt} \quad (2)$$

here  $a$  and  $a+10$  refer to age cohort and  $j$  refers to gender. Annual data on deaths were obtained from the Mexican National Statistical Institute (INEGI). These data contain deaths by age cohort, gender and *municipio* of usual residence of the deceased. For example, we have the number of deaths for males age 0 to 4 for each year from 1990 to 2000 for each *municipio*.

For the U.S. data, we use the 5% Public Use Micro Survey data, aggregated using the weights provided in the census. Mortality data comes from the National Center for Health Statistics, for the entire U.S. population. Mortality rates by cohort are then applied to the cohort size to obtain a number of deaths. The results are not sensitive to the choice of mortality rates. We obtain very similar results if we use mortality rates for the Hispanic population or even the Mexican mortality rates. The Mexican data are shown as negative numbers, reflecting net outflows, while the U.S. data are shown as positive numbers, reflecting net inflows.

Comparing the net migration estimates based on Mexican data (column 3) and those based on U.S. data (column 4), the Mexican data measure larger flows than the U.S. data among those 8-17 years of age in 1990. This is consistent with those in this age range being more likely to be uncounted in the U.S. census. The U.S. data, on the other hand, suggest larger flows than the Mexican data among those 23-32 years of age in 1990. The distribution of flows across age ranges is much smoother in the U.S. data than in the Mexican data. We expect this reflects more frequent data allocation in the U.S. census. The U.S. data also suggest that a larger portion of the migrants are female, consistent with the greater likelihood of undercounting single males in the count.

Note that the estimates using the different censuses produce not only a different distribution of migrants, but a different total flow of migrants. The U.S. data suggest a net flow of almost 4.4 million Mexican migrants aged 3-72 (in 1990), while the Mexican data show only 3.8 million migrants in the same age range. The difference in total flow results from an improvement in the census coverage over the decade. In other words, the census bureaus did a better job of counting the Mexican-born population in 2000 than in 1990. An improved count in Mexico will tend to reduce estimates of net migration, since we will find people in the 2000 data who were not covered in 1990. An improved count in the United States will have the opposite effect.

Combining data from the Mexican census with data on the Mexican-born population resident in the United States, we find an “extra” 614,547 individuals born in Mexico in the 2000 census. This represents the combined reduction in the undercount in the two countries, which must be allocated between the two countries. The (U.S.) Census Bureau’s Executive Steering Committee for Accuracy and Coverage Evaluation (ACE) estimated that the total undercount was reduced from 1.61% of the population in 1990 to 1.18% in 2000. The ACE also concluded that the improvement was especially marked among Hispanics and other minority groups.<sup>9</sup> We know of no independent estimate of the improvement of coverage in Mexico,<sup>10</sup> so instead we use the estimates in the improvement in coverage in the United States. Based on the ACE analysis, we estimate that 25% of the Mexican-born population was uncouned in 1990 and 12.5% was uncouned in 2000. Together, these suggest that 256,797 of the improvement in coverage should be assigned to the United States. That implies that 357,749 of the improved coverage should be assigned to Mexico.<sup>11</sup> We assign these improvements proportionately by age/gender cohort. After making these adjustments, the two censuses produce a unified estimate of net migration flows totaling 4.04 million during the 1990s. That estimate is shown in Column 5 of Table 2.

Table 3 shows the percentage distribution of the net migration flow by age and gender using the age cohorts which straddle the 0’s and 5’s. The first column shows the age distribution of the population residing in Mexico in 2000. Column 2 shows the distribution of those reported as having migrated in the Mexican census data, Column 3 those reporting in the US census as having arrived in the U.S. between 1990 and 2000, and Column 4 the unified net migration flows, repeated from Column 4 of Table 2. The data give an indication of the magnitude of the bias in counting migrants in both the Mexican and the U.S. census. These data also provide us with an estimate the number of migrants arriving from households leaving Mexico in their entirety between the 1990 and 2000 census. Both the 2000 census and the

---

<sup>9</sup> The undercount rate for Hispanics went down from 4.99 in 1990 to 2.85 in 2000. Farley (2001) discusses some of the methods the Census Bureau used to increase the accuracy of the 2000 count, including an advertising campaign, an increased number of enumerators, and partnerships with community organizations in difficult-to-count populations.

<sup>10</sup> The Mexican Population Bureau (CONAPO) estimates that the undercount fell from 3.64 percent in 1990 to 2.54 percent in 2000. However, the CONAPO estimates incorporate data on the number of Mexicans in the United States from the Current Population Survey, and hence are not based on improvements in collection methods in Mexico.

<sup>11</sup> The improvement in the coverage in Mexico apparently occurred without a major increase in resources. The only major change between 1990 and 2000 was an increase in the collection time from one week to two weeks. This allowed for a reduction in the number of interviewers from 500,000 in 1990 to 260,000 in 2000, suggesting only a minor increase in person/days.

1995 inter-census *Conteo* ask households if any member has migrated outside of Mexico in the previous five years. Summing those individuals aged 3-72 in 1990 who have left Mexico and not returned within five years, we find 2.56 million migrants. This suggests that 1.47 million migrants in 2000 come from households not counted.<sup>12</sup> In other words, just over a third of migrants (36 percent) come from households leaving in their entirety between censuses. Combined with estimates of the undercounts in the U.S. census, this suggests that each census fails to count a significant percentage of the migrant population.

Table 3  
**Percentage Distribution of Migrants by Age and Gender**

Age / Gender	Population-2000 Mexican Census	Migrants		
		Migrants counted in Mexican Census	U.S. Census arrivals 1990-2000	Adjusted net migration flows*
3-7	13.2	3.7	9.1	8.1
8-12	13.0	17.2	18.0	23.1
13-17	12.5	26.5	21.6	28.8
18-22	10.4	17.9	14.0	17.9
23-27	8.7	11.2	7.8	10.8
28-32	7.2	6.5	4.7	1.7
33-37	5.9	4.5	2.8	5.3
38-42	5.1	3.1	1.9	2.8
43-47	3.7	1.8	1.1	0.6
48-52	3.3	1.3	0.8	1.4
53-57	2.6	0.9	0.5	-0.9
58-62	2.2	0.5	0.3	0.5
63-67	1.7	0.2	0.2	0.0
68-72	1.2	0.2	0.1	-0.3
Male	49.0	74.8	55.9	60.6
Female	51.0	25.2	44.1	39.4

Notes: Calculations using data from 1990 and 2000 Population Census for Mexico and the U.S. \* Table 2, Column 4.

Source: calculations by author.

<sup>12</sup> There are two sources of error in this estimate. First, the 4.04 million net outflow certainly includes some returning migrants. Hence, the gross outflow of migrants not returning to Mexico before 2000 was certainly more than 4.04 million, and hence more than 1.47 million must have left with their household. On the other hand, some migrants leaving as individuals within the previous five years may not be reported by the household members remaining in Mexico.

How are the undercounts in the two censuses reflected in the characteristics of migrants? Consider first the cohort aged 3-7 in 1990. These individuals are more likely to have migrated as children in a household leaving in its entirety, and hence be undercounted by the Mexican census. They are also more likely to live with their parents in the United States, and live at a fixed address where they are more likely to be counted in the US census. Consistent with these expectations, we find that the net migration method increases the share of this age group in the total migration flow compared to the Mexican census (by 4 percentage points), but decreases the share compared with the U.S. census (by 1 percentage point). With respect to the gender of migrants, we also find results consistent with the expected biases in the census data from the two countries. Only 25 percent of the migrants counted in the Mexican census are females, compared with 44 percent in the U.S. census. Since females are more likely to migrate as a household and live in standard housing in the U.S., we expect the former understates the share of females in the flow, while the latter overstates the share. Using net migration, we find that 39 percent of the flow is female, between the two estimates.

In sum, there are large differences between U.S. and Mexican data on migrants in terms of age, gender, educational attainment and number of migrants. These differences are consistent with the prior expectations of the nature of bias in both the U.S. and the Mexican census data. The net migration calculations illustrate the problem with identifying the nature of immigrant selection relying on direct estimates of flows from either the Mexican census or the U.S census. Both are likely to be biased in important ways and in opposite directions. We next turn to the issue of estimating the educational attainment of migrants using net migration.

### *3.2. The Educational Attainment of Migrants*

Net migration estimates of the age and gender of migrants are intermediate between the estimates based on Mexican and U.S. census data. This is consistent with correcting for expected biases in estimates coming directly from either census. But the debate on the selectivity of Mexican migrants has focused less on age and gender and more on the educational attainment of migrants. What does net migration tell us about the educational attainment of migrants?

The data from the U.S. census and CPS indicate that the education level of Mexican migrants is much higher than is suggested by the Mexican census

data.<sup>13</sup> While not ruling out the possibility that migrants obtain additional schooling after arriving in the United States -a point we discuss in more detail below- there are reasons to believe the U.S. data overstate the educational attainment of migrants. First, lower-educated migrants are more likely to have lower-paying jobs, and to live in non-traditional housing. Hence, those with lower education are more likely to be undercounted. Second, there are issues with the translation of the education categories in the Spanish version of the U.S. census. In particular, *secundaria* is used to indicate high school, while *secundaria* refers to the junior high school level in Mexico. Third, migrants may experience higher levels of “educational drift” after crossing the border, influenced by the higher education levels of those in their new community.

We use the net migration data to estimate the educational attainment of the net flows of migrants from Mexico to the United States. Ideally, we would obtain the education distribution for a given cohort in 1990 and then compare it to the corresponding cohort in 2000, adjusted for mortality. However, four issues complicate the ability to do this.<sup>14</sup> First, non-migrants in Mexico may increase their actual educational attainment between the 1990 and 2000 censuses. Ignoring this increase in education would yield estimates that understate the educational attainment of migrants. We adjust for additional schooling using the percentage of individuals of a given age and educational attainment who report they are attending school. Table A1 in the appendix describes these adjustments in more detail. Moreover, we minimize this issue by carefully constructing the age and education cohorts. For example, most individuals who will complete lower secondary school have done so by age 18, so we construct our first cohort to include people age 18 to 22 in 1990 and adjust for the percentage of population still attending school. In this age cohort, we split the sample into three groups: those with 0 to 4 years of schooling, those with 5 to 8 years of schooling, and those with 9 or more years of schooling.

A second issue is that, as with age, there are differences in the 1990 and 2000 Mexican censuses in the percentage of individuals with a missing education level. For example, for those aged 18 to 22, a smaller percentage has missing responses on schooling attainment in 1990 than in 2000. Again, failing to account for this would lead to incorrect estimates of the

---

<sup>13</sup> The Mexican census does not ask for the education level of migrants. Ibarra and Lubotski (2005) estimate the educational attainment of the migrants reported in the Mexican census using the characteristics of the remaining members of the household, along with the age and gender of the migrants. Their estimates suggest the educational attainment of migrants is substantially lower than that suggested by the U.S. data.

<sup>14</sup> There is an extra issue related to people overstating their educational attainment as they get older. We look at it in more detail when we present the results on education.

educational attainment of migrants. We address this issue by implementing a method similar to the one we used for addressing differences in the frequency of missing age: We estimate education for enough of those missing education in 2000 so that the percentage of the samples with missing education data is comparable in the two samples. Details of this are given in the appendix.

Third, we must allocate the improvement in the count between 1990 and 2000 to different levels of schooling. We do this in a strictly proportional manner. If anything, we expect that the improvement in coverage might have been greater among those with lower levels of schooling. If that is the case, then the proportional distribution will tend to overstate the educational attainment of migrants. Given the numbers involved, the effect of this is small. Finally, we use the same mortality figures for all schooling levels. There is some evidence that education is negatively correlated with the rate of preventable deaths (Kenkel, Lillard and Mathios, 2006), which would imply that our estimates understate the educational attainment of migrants. Given that we use only individuals aged 18-37 in our education estimates, the mortality rates are very low. Differences in mortality by education level are unlikely to have a material effect on our estimates.

Given sensitivity of estimated educational attainment to these adjustments, we also pursue an alternative method of estimating educational levels. We calculate the difference-in-difference between Mexican states with high and low migration rates. The difference-in-difference has the advantage of not requiring any of the adjustments discussed above, so long as these factors have similar impacts among those remaining behind in high- and low-migration states. Table 4 presents the education of distribution and the difference-in-difference estimates comparing the upper and lower quartile of states ranked by migration rate. In the eight states in the upper quartile, an average of 10.1 percent of households reported a migrant to the United States between 1995 and 2000; in the eight states in the lower quartile, only 1.3 percent of households reported a migrant.<sup>15</sup> We make calculations for two age groups, those 18-22 and 23-27 years of age in 1990. For both groups, the difference-in-differences estimates suggest that those with 0-4 years of schooling are less likely to migrate and those with 5-8 years of schooling are more likely to migrate. There are modest differences in the two cohorts at the highest schooling levels. The difference-in-differences estimates indicate that those 18-22 in 1990 with 9 or more years of schooling

---

<sup>15</sup> Migration rates are based on percentage of households with at least one migrant to the United States from 1995-2000. Low migration states are Tabasco, Quintana Roo, Chiapas, Campeche and Yucatan with an average migration rate of 1 percent. High migration states are Aguascalientes, Durango, Guanajuato, Michoacán and Zacatecas with an average migration rate of 12 percent.

are more likely to have migrated, while in the 23-27 age group, those with 9-11 years of schooling are more likely to have migrated but those with 12 or more years of schooling are much less likely to have migrated.<sup>16</sup> The simple difference-in-difference analysis suggests that migrants are more likely to have intermediate levels of education. But the distribution of schooling attainment is also shifted far to the left compared to the distribution reported in the U.S. census.

Table 4  
**High-migration vs. Low-migration States\***

		<b>Age 18-22 in 1990</b>			
		<b>Educational distribution (%)</b>			
		<b>0-4</b>	<b>5-8</b>	<b>9+</b>	
Low Migration States	1990	24.70%	28.40%	47.00%	
	2000	22.40%	25.90%	51.80%	
	Difference	-2.30%	-2.50%	4.80%	
High Migration States	1990	18.70%	35.40%	45.90%	
	2000	19.20%	31.60%	49.20%	
	Difference	0.50%	-3.80%	3.30%	
Difference-in-Differences		2.80%	-1.30%	-1.50%	

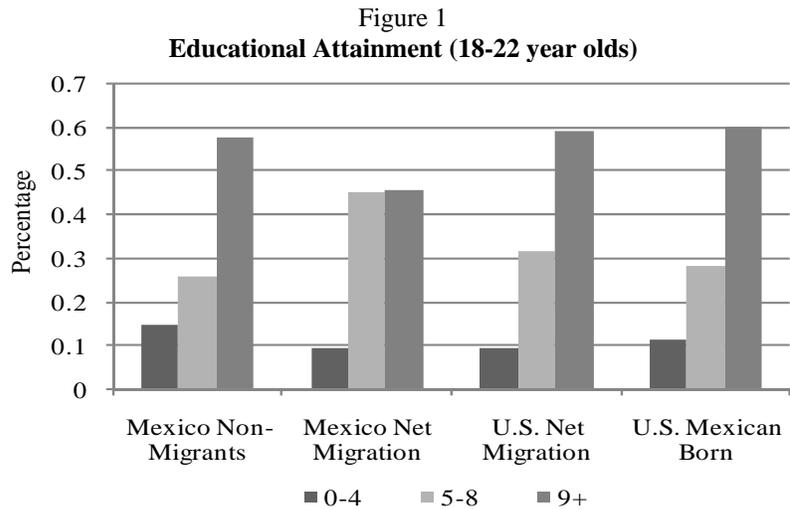
		<b>Age 23-27 in 1990</b>			
		<b>Educational distribution (%)</b>			
		<b>0-4</b>	<b>5-8</b>	<b>9-11</b>	<b>12+</b>
Low Migration States	1990	33.00%	25.70%	19.60%	1.80%
	2000	30.70%	24.30%	19.90%	5.10%
	Difference	-2.30%	-1.40%	0.30%	3.30%
High Migration States	1990	28.70%	32.10%	20.10%	9.10%
	2000	27.50%	28.80%	19.50%	4.10%
	Difference	-1.20%	-3.30%	-0.60%	5.00%
Difference-in-Differences		1.10%	-1.90%	-0.90%	1.70%

Notes: \*It includes the 8 high-migration and the 8 low-migration states. A negative difference-in-difference implies more out-migration of this group. Calculated using data from the 1990 and 2000 Mexican Population Census. Individuals classified by state of birth rather than state of residence so that migration within Mexico does not affect the results.

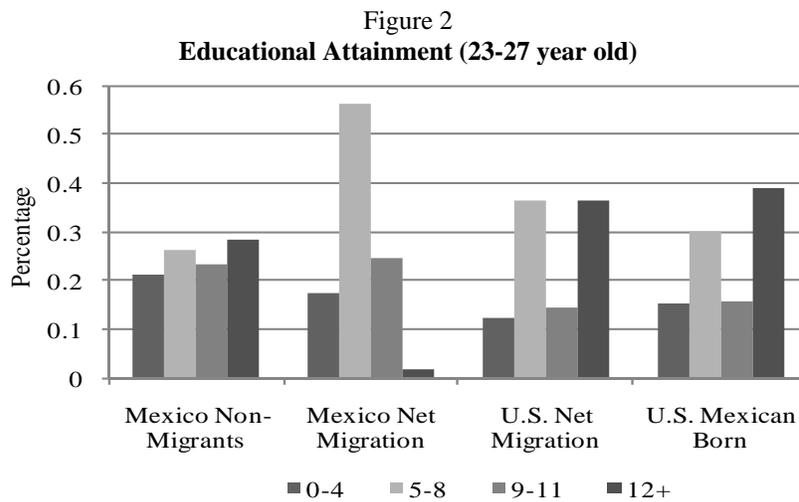
Source: calculations by author.

<sup>16</sup> We find generally similar results if we use all 32 federal entities and compare the upper quartile with the lower three quartiles. The differences are smaller in all categories, and for the 23-27 year olds, we find more migration among those with 0-8 years of schooling and less among those with 9 or more years of schooling.

Figures 1 and 2 show the results of the full net migration analysis, with all of the adjustments discussed above and in the appendix. For each age group, we estimate four separate distributions. The figures show the distribution of educational attainment for those residing in Mexico in 2000, for those identified in the U.S. census as having arrived from Mexico between 1990 and 2000, and for the flows estimated by net migration using both the Mexican and U.S. census data.



Source: calculations by author.



Source: calculations by author.

Compared with the population remaining in Mexico, the net migration data based on the Mexican data tell a story which is generally consistent with the difference-in-difference (dif-in-dif) results reported above. Migrants are less likely to have very low or high levels of schooling, and are much more likely to have 5 to 8 years of schooling. There is some difference between the dif-in-dif and net migration estimates of those with 9-11 years of schooling, with the net migration estimates suggesting that this group is equally represented in the migrant and non-migrant population, and the dif-in-dif estimates suggesting that those with 9-11 years of schooling are more likely to migrate. This may reflect either differences in the data, or the fact that the dif-in-dif estimates are based on 16 of Mexico 32 federal entities, while net migration covers the entire country. Because migrants are less likely to have 0-4 years of schooling, these data provide some support for the view that there is intermediate selection of migrants. However, relative to the population remaining behind, the net migration estimates suggest that migrants have lower schooling levels on average.

An equally interesting feature of the figures is the difference in the implied educational attainment of migrants using the Mexican and U.S. census data. Both estimates we report are based on the same number of migrants going from Mexico to the United States, that is, we use the unified net migration flows. Notice that the net migration estimates based on Mexican data are very different from those based on U.S. data. The U.S. data imply that a much larger share of the migrants are high school graduates (or more), and a much smaller share have 5-8 years of schooling.

Since the unified net migration flows match migrants by age and gender, the differences in the educational distribution suggest that individuals report different levels of schooling in the U.S. than they do in Mexico. Why might this be the case? One possibility is that migrants to the United States might obtain schooling after arrival. However, available data suggest that few Mexican-born arriving in the United States as adults obtain a high school education after arrival. Since we focus on those arriving after age 18 (or age 23), the main channel for increasing educational attainment is by obtaining a Graduate Education Degree (GED). There are two sources of data suggesting that obtaining a GED is rare among these groups. First, the 1992 wave of the Legalized Population Survey includes a category for GED.<sup>17</sup> Less than one percent of those in the 18-27 age range, and only two percent who report

---

<sup>17</sup> The Legalized Population Survey interviewed a sample of immigrants who had applied for legal status following the passage of the Immigration Reform and Control Act (IRCA) in 1987. Individuals were interviewed twice, once in 1989 just after they applied for legal status, and once in 1992, after legal status had been obtained. The full LPS sample size is 6,193 in 1989 and 4,012 in 1992. The sample includes 608 Mexican immigrants aged 18-27 in 1989.

having a high school education or more, obtained a GED. Among those ages 28-37 saying they have completed high school, less than five percent did so through obtaining a GED. Second, the October 2000 CPS also has questions about the GED. Among those aged 28-37 (in 2000), only nine percent of the Mexican-born with exactly a high school education, and less than two percent of the entire age group, say they have obtained a GED.<sup>18</sup> Since the Mexican data show the largest difference among those with 5-8 years of schooling, we find it extremely unlikely that 23-27 year old migrants would obtain additional schooling by attending junior high school.

A second possibility is that those not counted by the census may have a different education profile than those counted. If the uncounted in the U.S. census have lower schooling levels, then the U.S. census is likely to overstate the educational attainment of migrants. But the undercount rates are not high enough to explain much of the gap. Therefore, it appears likely that a substantial part of the difference is caused by individuals responding differently to the U.S. and Mexican census questions. The Spanish version of the U.S. census refers to high school as *secundaria* and college as *bachillerato*. In Mexico, *secundaria* refers to junior high school and *bachillerato* to high school. For these reasons, we believe the Mexican net migration data present the more accurate picture of the educational attainment of migrants from Mexico.<sup>19</sup>

In sum, net migration estimates of the educational attainment of migrants using U.S. data differ greatly from estimates based on Mexican census data. Net migration estimates for Mexico suggest migrants from Mexico tend to have low or medium levels of education, while U.S. data suggests they tend to have medium to high levels of education. The data suggest that the differences in educational attainment of migrants are driven less by who is counted or uncounted, and more by the responses to the educational attainment questions in the Mexican and U.S. censuses.

---

<sup>18</sup> The CPS data are not comparable to the LPS data because the CPS question on the GED is asked only of those with a high school degree, not those with more than high school.

<sup>19</sup> In results not shown, we account for the potential negative correlation between education and mortality by adjusting the rate of lower education cohorts to be twice the rate for higher education cohorts. Such adjustments increase the level of positive selection of migrants, but not considerably due to the size of the adjustment relative to the size of the cohort. We also look at the issue of people overstating their educational attainment as they get older, the educational drift. This phenomenon would imply that results tend to understate the level of positive selection, so the adjustment to the results is meant to represent an upper bound for the positive selection. The results for the 23 to 27 year olds in 1990 are included in the appendix, including a brief explanation on how the adjustment was done.

## **Conclusions**

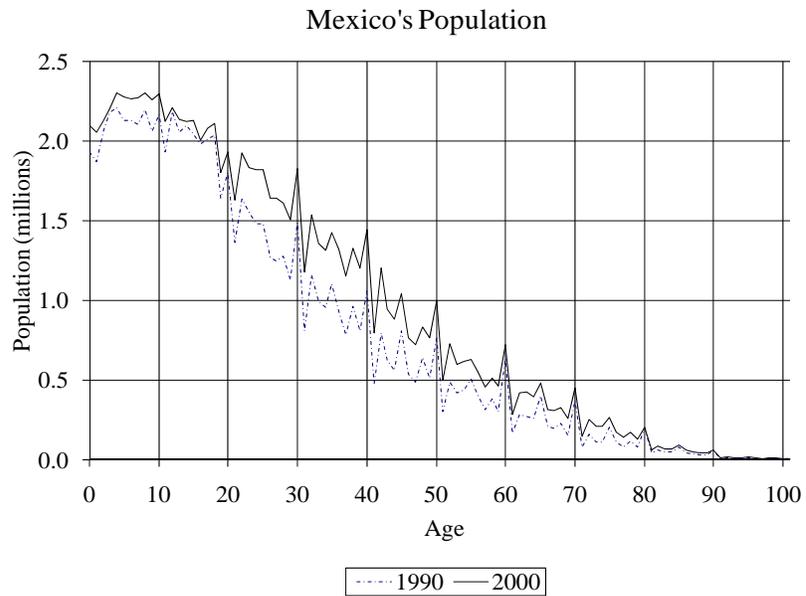
We use the net migration methodology to obtain estimates of the age, gender, educational attainment and number of migrants from Mexico. Our first finding is that migration from Mexico to the U.S. during the 1990s was about 300,000 less than the estimate obtained from the U.S. census data. We also find that migrants from Mexico are somewhat younger than suggested by Mexico's census data on migration but older than estimates based on U.S. census data. Likewise, net migration estimates suggest females have a higher migration participation rate than it is suggested by Mexican data on migrants, but a lower rate than it is suggested by U.S. data.

Using the Mexican census data, we also find that migrants have lower schooling levels on average than the population remaining in Mexico, though they are less likely than non-migrants to have the very low levels of schooling. Using the U.S. data, the implied educational attainment of migrants is much higher, and above the average for those remaining in Mexico. There are reasons to believe that the responses to the questions in the U.S. census are overstated. There is less reason to think the responses to the Mexican census questions are understated to the same degree. Hence, we view the net migration estimates based on Mexican data as likely to be more accurate.

These results have two important implications. First, regarding the selectivity of migrants from Mexico to the U.S., the results suggest that the differences between the negative selectivity found when using Mexican data (e.g., Ibararan and Lubotsky, 2005) and the positive selectivity found with U.S. data (e.g., Chiquiar and Hanson, 2005) arise less from differences which migrants are counted by the U.S. and Mexican censuses and more from differences in responses to the education questions in the U.S. and Mexican census. The results imply that migrants from Mexico have lower education levels than the U.S. data indicate. Second, since at least some of the factors contributing to the overestimate of education are limited to the first generation respondents, our results suggest that the gain in educational attainment from first to second generation Mexican immigrants is larger than is found using U.S. census or CPS data. The rate of educational assimilation during the first generation, therefore, is more rapid than commonly portrayed.

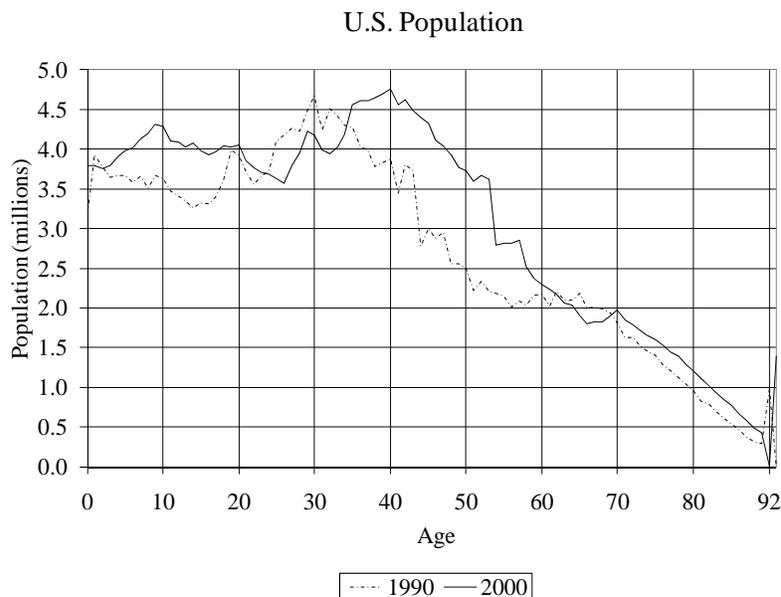
**Appendix**

Figure A1  
**Age clumping around the 0's and 5's**



Source: calculations by author using the 1990 and 2000 Mexico's Population Census 10% sample data.

Figure A2  
Age clumping around the 0's and 5's



Source: calculations by author using the 1990 and 2000 U.S. Population Census 5% sample data.

*Predicted Education*

We follow Ibarra and Lubotski (2005) method to obtain predicted levels of education. They use data from the 2000 Mexican census to run regressions on years of education for non migrants living in non migrant households on indicator variables for age, town size and number of children age 0 to 8. Regressions include also indicators for the number of adult men and women, and they are performed separately by gender and municipality. Predicted values for years of education are obtained for the whole population, including migrants. Given than obtained levels are not exact numbers, we construct the cohorts using decimal points. For example, from 0 to 4.499 are classified as 0-4. 4.5 to 8.499 as 4-9, and so forth.

*Age cohorts' mortality adjustment*

Mortality data from Mexico for each year between 1990 and 2000 is available by five-year age group, gender and *municipio* of usual residence of the deceased. The data show, for example, the number of deaths in each *municipio* for males age 5-9 in 1991. We use age cohorts which straddle the

0's and 5's, and so use a weighted average of both the annual data and the five-year cohorts available in the mortality data. For example, our mortality number for the 3-7 year old cohort in 1990 uses 2/5ths the number of deaths of the age 1-4 cohort and 3/5 the number of deaths of the age 5-9 cohort in 1990. By 1991, this cohort is aged 4-8, so we use 1/5<sup>th</sup> of the age 1-4 deaths and 4/5ths of the 5-9 deaths. A similar procedure is used up to 1999.

#### *Adjustment for missing age*

In the 1990, approximately 0.103 percent of individuals have no reported age from the 10% sample of the Mexican census. In 2000, 0.30 percent of the sample has a missing age. INEGI claims this is just the natural result of the data collection process. The only reported changes between 1990 and 2000 were the increase in the collection time from one to two weeks and the reduction in the number of interviewers by almost 50 percent. As we discuss in the text, failing to adjust the data so that the same percentage of observations are missing ages in 1990 as in 2000 would result in a mis-estimation of net migration.

We adjusted the data by first regressing an indicator for missing age on personal characteristics, including family size, number of children, relation to household head, marital status using the 2000. We then used the probability a person with given other characteristics had a missing age to remove the ages of the 0.197 percent of the 1990 population with the highest probability of having a missing age. With this adjustment, both samples had 0.30 percent of observation with no age reported.

#### *Education Adjustments*

As with age, the percentage of the 1990 and 2000 samples with missing years of schooling also differs. Failure to account for this would lead to errors in the estimates of the educational attainment of migrants. In the case of education, the percentage with missing data is higher in 1990 than in 2000. For example, among those 18-27 years of age in 1990, only 1.7 percent has missing education in 1990 and 1.16 percent in 2000.

We adjusted for missing education in a manner similar to our adjustment for missing age. However, we do the adjustment for the 18-22 year old and 23-27 year old cohorts separately. That is, we perform the regressions on a variable indicating missing education and use the predicted values for each cohort separately. Again, regressions were made using personal characteristics, including family size, number of children, relation to household head, marital status, and age. With the adjustment, each cohort had the same percentage of individuals with no education reported.

A second issue with the education data relates to people actually acquiring more the schooling between 1990 and 2000. This applies to both the U.S. and Mexican data. We estimate the educational attainment of migrants by comparing the educational distribution of those residing in Mexico in 1990 and 2000 and adjusting for mortality. For example, if after adjusting for mortality there were 1,000 fewer people with less than 5 years of education in the 18 to 22 age cohort in 2000 than in 1990, then we could say that the number of migrants with less than primary schooling was 1,000. However, if individuals actually obtain more schooling between 1990 and 2000, then part of the smaller number of individuals would be explained not by migration but by the additional schooling. Attributing all of the drop in the size of the low-schooling group to migration would result in a downward bias in the estimated education of migrants.

Our first strategy for addressing this concern is to construct age cohorts and education levels to try to minimize this problem. We consider only those aged 18-27 in 1990. Among those aged 18-22, we use 9 or more years of schooling as the top education level. Our expectation is that those reaching age 18 are unlikely to continue to attend high school. There are some individuals age 18 to 22 with less than 9 years of schooling who report that they are still attending school in 1990. By 2000, these individuals may have attained the next level of schooling. Given that we find much lower levels of schooling for migrants using the Mexican census data, the conservative approach is to assume that every such individual completes 9 or more years of schooling by 2000. We therefore reduce the size of the 5-8 education cohort and increase the size of the 9+ cohort for every such individual for the 1990 data. If instead some of the individuals attending school in 1990 drop out of school before completing 9 years, our estimates will overstate the educational attainment of migrants. Given the age cohorts we use, the effect of this adjustment is modest, as only 2.5 percent of those 18-22 have 5-8 years of schooling and say they are still attending school.

#### *Educational Drift*

To adjust for the possibility of people overstating their educational attainment as they get older, and therefore understating the level of positive selection, we use data from people living in low-migration states in Mexico: Campeche, Chiapas, Quintana Roo and Tabasco. We take the 1995 Mexican inter census count and use only the data for people who claim are no longer attending school at each age cohort. Then, we use data from the 2000 census for the same states for non-migrants who claim they were not attending school at that time and were living in the same state in 1995.

The education distribution for the 22 to 27 year olds in 1990 for 1995 and 2000 is shown below. An increase in proportions was observed for the less than four and nine to eleven years of education cohort, while a reduction was observed in the remaining two groups.

Table A1  
**Education distribution**

<b>Education</b>	<b>1995</b>	<b>2000</b>	<b>Difference</b>
<=4	25.0	26.4	1.4
5-8	30.3	28.6	-1.7
9-11	18.6	19.9	1.3
12+	25.9	24.9	-1.0

Source: calculations by author

The results suggest more people claimed they had less than five years of schooling in 2000 than in 1995. This is somewhat puzzling because we would expect people to overstate their education, and not the other way. However, this could be in part due to the data itself, which shows a way higher percentage of people without education specified in 1995 than in 2000.

### References

- Aguayo-Tellez, E. and Martinez-Navarro, J. (2013). "Internal and International Migration in Mexico: 1995-2000". *Applied Economics*, 45(13), 1647-1661.
- Bean, F. D., Corona, R., Tuirán, R., Woodrow-Lafield, K. A. and van Hook, J. (2001). "Circular, Invisible, and Ambiguous Migrants: Components of Difference in Estimates of the Number of Unauthorized Mexican Migrants in the United States". *Demography*, 38(3), 411-422.
- Black, D., Sanders, S. and Taylor, L. (2003). "Measurement of Higher Education in the Census and Current Population Survey". *Journal of the American Statistical Association*, 98(463), 545-554.
- Bogue, D. J., Hinze, K., White, M. (1982). *Techniques of Estimating Net Migration*. Chicago: Community and Family Study Center, University of Chicago.
- Borjas, G. J. (1996). "The Earnings of Mexican Immigrants in the United States". *Journal of Development Economics*, 51(1), 69-98.
- Borjas, G. J. and Katz, L. F. (2005). "The Evolution of the Mexican-Born Workforce in the United States". *NBER Working Papers 11281*.

- Chiquiar, D. and Hanson, G. (2005). "International Migration, Self-Selection, and The Distribution of Wages: Evidence from Mexico and the United States". *Journal of Political Economy*, 113(2), 239-281.
- Contreras, S. (2012). "The Influence of Migration on Human Capital Development". *International Economic Journal*, iFirst Article, 1-20.
- Costanzo, J., Davis, C., Irazi, C., Goodkind, D. and Ramirez, R. (2001). "Evaluating Components of International Migration: The Residual Foreign Born". *Population Division Working Paper No. 61*.
- Cresce, A., Ramirez, R. and Spencer, G. (2001). "Evaluating Components of International Migration: Quality of Foreign-Born and Hispanic Population Data". *Population Division Working Paper No.65*.
- Cuecuecha, A. (2003). "The Educational Characteristics of the Immigrants from Mexico to the U.S.". *Working paper ITAM-CIE*. Mexico City.
- Docquier, F. and Marfouk, A. (2006). International Migration by Educational attainment. In Ozden and Schiff (Eds.), *International Migration, Remittances and the Brain Drain*. New York: McMillan and Palgrave.
- Farley, R. (2001). "The Unexpectedly Large Census Count in 2000 and its Implications". *PSC Research Report No. 01-467*.
- Fernández-Huertas Moraga, J. (2011). "New Evidence on Emigrant Selection". *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 72-96.
- Hill, K. and Wong, R. (2005). "Mexico-US Migration: Views from Both Sides of the Border". *Population and Development Review*, 31(1), 1-18.
- Hogan, H. (2001). "Accuracy and Coverage Evaluation: Data and Analysis to Support the ESCAP Report". *DSSD Census 2000 Procedures and Operations Memorandum Series B-1*.
- Ibarraran, P. and Lubotsky, D. (2005). "Mexican Immigration and Self-Selection: New Evidence from the 2000 Mexican Census". *NBER Working Paper No. 11456*.
- Kenkel, D., Lillard, D. and Mathios, A. (2006). "The Roles of High School Completion and GED Receipt in Smoking and Obesity". *Journal of Labor Economics* 24(3), 635-660.
- McKenzie, D. and Rapoport, H. (2006). "Can Migration Reduce Education Attainments? Depressing Evidence from Mexico". *CREAM Discussion Paper Series 01/06*. London, UK: Centre for Research and Analysis of Migration.

**30** *Ensayos Revista de Economía*

- Siegel, J. S. and Hamilton, H. C. (1952). "Some Considerations in the Use of the Residual Method of Estimating Net Migration". *Journal of the American Statistical Association*, 47(259), 475-500.
- Thomas, D. and Muvandi, I. (1994). "The Demographic Transition in Southern Africa: Another Look at the Evidence from Botswana and Zimbabwe". *Demography*, 31(2), 177-199.
- United Nations (2006). "2004 World Survey of the Role of Women in Development: Women and International Migration". New York: United Nations.
- United States Census Bureau (2004). "The Foreign-Born Population in the United States, 2003". United States: US Department of Commerce, Economics and Statistics Administration, US Census Bureau.

## **Riesgo operacional en la banca trasnacional: un enfoque bayesiano**

José Francisco Martínez-Sánchez\*  
Francisco Venegas-Martínez\*\*

Fecha de recepción: 16/II/2012

Fecha de aceptación: 23/VIII/2012

### **Resumen**

Este trabajo identifica y cuantifica a través de un modelo de red bayesiana (RB) los diversos factores de riesgo operacional (RO) asociados con las líneas de negocio de bancos trasnacionales. El modelo de RB es calibrado mediante datos de eventos que se presentaron en las distintas líneas de negocio, de dichos bancos, durante 2006-2009. A diferencia de los métodos clásicos, la calibración del modelo de RB incluye fuentes de información tanto objetivas como subjetivas, lo cual permite capturar de manera adecuada la interrelación (causa-efecto) entre los diferentes factores de riesgo, lo cual potencializa su utilidad como se muestra en el análisis comparativo que se realiza entre los enfoques RB y clásico.

**Clasificación JEL:** D81, C11, C15.

**Palabras Clave:** Riesgo operacional, análisis bayesiano, simulación Monte Carlo.

### **Abstract**

This paper identifies and quantifies through a Bayesian Network model (BN) the various factors of Operational Risk (OR) associated with business lines of transnational banks. The BN model is calibrated with data from events that occurred in different lines of business of such banks during 2006-2009. Unlike classical methods, the BN model calibration include information sources from both objective and subjective, allowing more adequately

---

\* Escuela Superior de Apan, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. Dirección: Abasolo 600, Colonia Centro, Pachuca de Soto Hidalgo.

Correo electrónico: jmartinez@uaeh.edu.mx

\*\* Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Dirección: Unidad Profesional Lázaro Cárdenas, Plan de Agua Prieta, No. 66, Col. Plutarco Elías Calles, Delegación Miguel Hidalgo, C.P. 11340 México, Distrito Federal.

Correo electrónico: fvenegas1111@yahoo.com.mx

capture the relationship (cause and effect) amongst the various elements of operational risk. Which potentiates its utility as shown in the comparative analysis performed between RB and classical approaches.

**JEL Classification:** D81, C11, C15.

**Keywords:** Operational risk, Bayesian Analysis, Monte Carlo Simulation.

### **Introducción**

El enfoque bayesiano es una alternativa viable para el análisis de riesgos en condiciones de incertidumbre. Por construcción, los modelos bayesianos incorporan información inicial a través de una distribución de probabilidad *a priori*, mediante la cual se puede incluir información subjetiva en la toma de decisiones, como: la opinión de expertos, el juicio de analistas o las creencias de especialistas. Este trabajo utiliza un modelo de red bayesiana (RB) para examinar la interrelación entre factores de riesgo operacional<sup>1</sup> (RO) en las distintas líneas de negocio del sector bancario transnacional. El modelo RB propuesto, se calibra con datos observados en eventos que se presentaron en las distintas líneas de negocio de bancos transnacionales, y con información obtenida de los expertos o externa;<sup>2</sup> el periodo de análisis es de 2006 a 2009.

El riesgo operacional usualmente involucra una pequeña parte de las pérdidas totales anuales de la banca comercial; sin embargo, en el momento en que ocurre un evento de riesgo operacional extremo, este puede causar pérdidas notables. Por esta razón, los grandes cambios dentro de la industria bancaria en la escala mundial están dirigidos a contar con mejores políticas y con recomendaciones en materia de riesgo operacional.

Llama la atención que existen en la literatura especializada diversas técnicas estadísticas para identificar y cuantificar RO, las cuales tienen como supuesto fundamental la independencia entre eventos de riesgo; véase, por ejemplo: Degen, Embrechts, y Lambrigger (2007), Moscadelli (2004) y Embrechts, Furrer y Kaufmann (2003). No obstante, como se muestra en los trabajos de Aquaro *et al.* (2009), Supatgiat, Kenyon y Heusler (2006), Marcelo (2004), Neil, Marquez y Fenton (2004) y Alexander (2002), existe una relación causal entre los factores de RO.

---

<sup>1</sup> También conocido como riesgo operativo.

<sup>2</sup> Cuando se haga referencia a expertos, se trata de funcionarios bancarios que tienen la experiencia y conocimiento sobre la operación y administración de las líneas de negocio del banco.

A pesar de la existencia de trabajos como los de Reimer y Neu (2003), Reimer y Neu (2002), Kartik y Reimer (2007), Leippold (2003), Aquaro *et al.* (2009), Neil, Marquez y Fenton (2004) y Alexander (2002), que abordan de manera general la aplicación de las RB en la administración del RO, no existe una guía completa sobre cómo clasificar los eventos de RO, cómo identificarlos, cómo cuantificarlos y cómo calcular el capital económico de manera consistente.<sup>3</sup> En razón de ello, este trabajo pretende cerrar esas brechas, primero estableciendo estructuras de información sobre eventos de RO de manera que sea posible identificar, cuantificar y medir el RO y, posteriormente, cambiando el supuesto de independencia de eventos para modelar de manera realista el comportamiento causal de los eventos de RO.

La posibilidad de utilizar funciones de distribución condicionales (discretas o continuas), calibrar el modelo con fuentes de información tanto objetivas como subjetivas y establecer una relación causal entre los factores de riesgo es, precisamente, lo que distingue a esta investigación de los modelos estadísticos clásicos.

El trabajo se organiza como se plantea enseguida. En la sección 1, se presenta la tipología que se empleará para el cálculo de RO de acuerdo con la Asociación de Intercambio de Datos de Riesgo Operacional (ORX en inglés). En la sección 2, se presentan los principales métodos para medir el RO. En la sección 3, se analiza el marco teórico para el desarrollo del trabajo, enfatizando sobre las características y bondades de las RB's. En la sección 4, se describe la problemática que se pretende resolver así como el alcance de la aplicación del modelo. La sección 5 es la parte central del trabajo, se construyen dos redes: una para la frecuencia y la otra para la severidad; para cuantificar cada nodo de las redes y obtener las probabilidades *a priori*, se "ajustan" distribuciones de probabilidad para los casos donde existe información histórica (2006-2009); en caso contrario, se recurre a la opinión o juicio de los expertos<sup>4</sup> para obtener las probabilidades correspondientes. Una vez que se cuenta con las probabilidades *a priori* de las dos redes, se procede a calcular las probabilidades *a posteriori* a través de algoritmos de inferencia bayesiana, específicamente se utiliza el algoritmo *junction tree*.<sup>5</sup> En la sección 6, se calcula el riesgo operacional condicional<sup>6</sup>

---

<sup>3</sup> Usualmente, para medir la máxima pérdida esperada (o capital económico) por RO, se utiliza el Valor en Riesgo Condicional (CVaR).

<sup>4</sup> "Expertos" son personas que conocen los procesos de negocio analizados y que en caso de que no se cuente con información estadística, se recurre a ellos para obtener probabilidades subjetivas de eventos que son importantes durante la generación de los modelos probabilísticos.

<sup>5</sup> Ver apéndice A.

<sup>6</sup> Las cifras están en euros en virtud de que la fuente información es un organismo de la comunidad europea, los autores decidieron mantener la misma denominación para el

“agregando” las distribuciones *a posteriori*, frecuencia y severidad, a través de simulación Monte Carlo. Con la finalidad de validar el modelo bayesiano en la sección 7 se calcula el valor en riesgo operacional utilizando el modelo clásico y se comparan resultados con el modelo bayesiano.

## 1. Tipos de eventos de riesgo operacional

### 1.1 Fraudes externos

En este apartado se describen los eventos de riesgo operacional relacionados con fraudes externos, según la ORX:

- a) Fraudes y robos  
Son las pérdidas debidas a los actos fraudulentos, apropiación indebida de bienes o burlar la ley, por un tercero, sin la ayuda de personal del banco.
- b) Sistemas de seguridad  
Se aplica a todos los acontecimientos relacionados con el acceso no autorizado a archivos de datos electrónicos que no son empleados con fines de lucro, incluso si el evento cayera en una categoría diferente (p. ej., el fraude externo), si se llevara a cabo por otros medios.

### 1.2 Fraudes internos

Los eventos de riesgo operacional relacionados con fraudes internos se describen a continuación:

- a) Fraudes y robos  
Son las pérdidas debidas a los actos fraudulentos, apropiación indebida de bienes o evasión de la regulación o política de la empresa que implica la participación de personal interno.
- b) Actividades no autorizadas  
Son las pérdidas ocasionadas por operaciones no reportadas intencionalmente, operaciones no autorizadas o posiciones no registradas intencionalmente.
- c) Sistemas de seguridad  
Esta categoría se aplica a todos los eventos que involucra el acceso no autorizado a los archivos de datos electrónicos, para el beneficio personal, con la asistencia de los empleados.

---

análisis y conclusiones ya que no afecta el objetivo del trabajo de presentar una metodología general para el cálculo del riesgo operacional en el sector bancario.

### *1.3 Daño malintencionado*

Entre las pérdidas debidas a actos de maldad, rencor, terrorismo o similares, sin fines de lucro, están:

- a) Daño deliberado  
Corresponde a los hechos vandálicos, con exclusión de los eventos en los sistemas de seguridad.
- b) Terrorismo  
Se define como el daño mal intencionado provocado por actos terroristas, con exclusión de los eventos en los sistemas de seguridad.
- c) Sistemas de seguridad (externo)  
Incluyen eventos de seguridad de los sistemas externos deliberados, sin fines de lucro (por ejemplo, la propagación de virus, etc.), realizados por un tercero sin la asistencia de personal interno.
- d) Sistemas de seguridad (interno)  
Incluye eventos deliberados en la seguridad de los sistemas internos, sin fines de lucro (por ejemplo, la propagación de virus, etc.), con la participación de personal interno.

### *1.4 Prácticas laborales y seguridad en el lugar de trabajo*

Son las pérdidas derivadas de actuaciones incompatibles con las leyes laborales, la salud o la seguridad o acuerdos de pago de reclamaciones por lesiones corporales, o de eventos discriminatorios; y se incluyen en esta categoría, los programas de seguro obligatorios para trabajadores y la regulación sobre la seguridad en el lugar de trabajo.

### *1.5 Clientes, productos y prácticas de negocio*

Aluden a las pérdidas derivadas del incumplimiento involuntario o negligente de una obligación profesional para clientes concretos (incluidos requisitos fiduciarios y de adecuación), o por el diseño de un producto.

### *1.6 Desastres y accidentes*

Se denomina a las pérdidas derivadas por daños a activos físicos, por desastres naturales u otros eventos, como accidentes de tránsito.

### *1.7 Fallas en tecnología e infraestructura*

Son las pérdidas ocasionadas por fallas en el negocio o en los sistemas.

- a) Fallas en tecnología e infraestructura, como: hardware, software y telecomunicaciones.
- b) Administración de procesos, fallas en la operación o en la administración de procesos.

## **2. Medición del riesgo operacional**

La globalización de las entidades financieras y las regulaciones locales laxas llevan a reflexionar en los riesgos provenientes de las instituciones financieras sistemáticamente importantes, incluidas aquellas demasiado grandes para quebrar. En este sentido, existen diversas aportaciones teóricas y prácticas para encontrar mecanismos eficientes que ofrezcan un capital mínimo requerido, para hacer frente a pérdidas por riesgos y evitar con ello un posible contagio y, en consecuencia, un riesgo sistémico. Dentro de las metodologías para predecir la probabilidad de “default” o el incumplimiento de una empresa, destaca la fórmula “*Z*” *score*, que fue publicada en 1968 por Edward I. Altman (1968) y el modelo de Taffler en 1983; sin embargo, tienen la desventaja de generar inferencias sesgadas, según el tipo de distribución de los datos muestrales.

Por otra parte, y en un sentido sistémico, el Fondo Monetario Internacional en el documento denominado “Instrumentos de política para remar contra la corriente en América Latina”, publicado en julio de 2011, establece la incorporación de herramientas y regulaciones macroprudenciales (MaP) como complemento a las medidas macroeconómicas tradicionales.

Las políticas MaP,<sup>7</sup> junto con las políticas monetarias y fiscales prudentes y las políticas microprudenciales (MiP), ayudan a administrar el ciclo financiero y a reducir la probabilidad de ciclos de auge y caída. También ayudan a evitar la acumulación de vulnerabilidades que exponen al sistema financiero a presiones adicionales en la parte descendente del ciclo, por ejemplo, las ventas masivas relacionadas con el aumento en la interconectividad del sistema financiero.

---

<sup>7</sup> Política MaP: dirigida a prevenir costos económicos y sociales de las dificultades financieras sistémicas.

Política MiP: intenta reducir la probabilidad de incumplimiento de las instituciones, en lo individual, aceptando el riesgo sistémico como una situación dada.

De la aplicación de estas herramientas se pueden mencionar, entre otras, las siguientes: requisitos de capital anticíclico (Basilea II, 2010), aprovisionamiento dinámico (Bolivia, 2008), requisitos de liquidez (Nueva Zelanda, 2010), herramientas para administrar el riesgo de crédito en divisas (Perú, 2010), impuesto a la entrada de capitales (Brasil, 2011). En esta lógica, los gobiernos deberán trabajar y evaluar los instrumentos que mejor se adapten y apoyen a sus políticas macro y microeconómicas y que, por tanto, disminuyan un potencial riesgo sistémico.

Por su propia naturaleza, un evento de riesgo operacional puede generar pérdidas considerables, incluso una empresa o banco puede declararse en banca rota, de aquí la importancia de medirlo y cuantificarlo; los métodos para la cuantificación y medición del riesgo operacional varían, desde los más simples hasta métodos de gran complejidad, y entre modelos que consideran un solo indicador y modelos estadísticos muy sofisticados.

### *2.1 Métodos para medir el riesgo operacional*

A continuación se describen, brevemente, los métodos existentes en la literatura para medir el RO (véase, por ejemplo: Heinrich (2006) y Basilea II (2001a) y (2001b)).

- 1) Los métodos "*Top-Down*" de Indicador simple. Este método fue elegido por el Comité de Basilea como una primera aproximación al cálculo del riesgo operacional. Un solo indicador como el ingreso total de la institución, o la volatilidad del ingreso o los gastos totales se pueden considerar como el cargo total a cubrir por este riesgo.
- 2) Los Métodos "*Bottom-Up*" que incluyen el juicio de un experto. La base para el análisis de un experto es un conjunto de escenarios. Los expertos identifican los riesgos y sus probabilidades de ocurrencia.
- 3) Medición interna. El Comité de Basilea propone el método de medición interna como un procedimiento más avanzado para calcular el costo de capital regulatorio.
- 4) Enfoque estadístico clásico. Análogamente a lo que se ha utilizado en los métodos de cuantificación para el riesgo de mercado y, más recientemente, para el riesgo de crédito, también se ha avanzado en la investigación relativa a los métodos de cálculo para el riesgo operacional. Sin embargo, contrario a lo que sucede con el riesgo de mercado, es muy difícil encontrar un método estadístico ampliamente aceptado.

- 5) Modelos causales. Como alternativa a la estadística clásica surgen los modelos causales, que suponen dependencia entre eventos de riesgo; en otras palabras, cada evento representa una variable aleatoria (discreta o continua) con función de distribución condicional. Para los eventos que no cuenten con registros históricos o bien cuya calidad no sea la requerida, se recurre a la opinión o juicio de los expertos para determinar las probabilidades condicionales de ocurrencia. La herramienta para modelar esta causalidad son las RB, las cuales se fundamentan en el teorema de Bayes y la topología de redes.

### 3. Marco teórico

En esta sección se presenta la teoría que soporta el desarrollo del trabajo. Se inicia con una discusión sobre el VaR condicional como medida de riesgo “coherente”, en el sentido de Artzner, Delbaen, Eber y Heath (1998). Después se utiliza el enfoque bayesiano para la construcción de RB, destacando sus ventajas con respecto al enfoque clásico en el estudio del RO.

#### 3.1 Valor en riesgo condicional (CVaR)

De acuerdo con Panjer (2006), el *CVaR* (*Conditional Value at Risk*) o *Expected Shortfall* (ES) es una medida alternativa al *VaR*, que cuantifica las pérdidas que se pueden encontrar en las colas de las distribuciones.

*Definición 1.* El *VaR* condicional se define como la pérdida esperada para los casos en donde la pérdida de valor del portafolio exceda el valor del *VaR*.

Si  $X$  denota la variable aleatoria de pérdida: el *CVaR* de  $X$  a un nivel de confianza del  $(1 - p) \times 100\%$ , denotado por  $CVaR_p(X)$ , es la pérdida esperada dado que las pérdidas totales exceden el cuantil  $100p$  de la distribución de  $X$ . Para distribuciones arbitrarias se puede escribir  $CVaR_p(X)$ , como:

$$CVaR_p(X) = E[X|X > x_p] = \frac{\int_{x_p}^{\infty} x dF(x)}{1 - F(x_p)} \quad (1)$$

donde  $F(x)$  es la función de distribución acumulada de  $X$ . Además, para distribuciones continuas se puede usar la función de densidad para escribir lo anterior como:

$$CVaR_p(X) = E[X|X > x_p] = \frac{\int_{x_p}^{\infty} xf(x)dx}{1 - F(x_p)} = \frac{\int_p^1 VaR_u(x)du}{1 - p} \quad (1.2)$$

Así, el *CVaR* se puede ver como el promedio de todos los valores *VaR* sobre el nivel de confianza *p*. Además *CVaR* puede escribirse, como:

$$CVaR_p(X) = E[X|X > x_p] = x_p + \frac{\int_{x_p}^{\infty} (x - x_p)dF(x)}{1 - F(x_p)} = VaR_p(X) + e(x_p) \quad (2)$$

donde  $e(x_p)$  es la media de excesos de la función de pérdidas.<sup>8</sup>

### 3.2 El paradigma bayesiano

En el análisis estadístico existen dos paradigmas filosóficos, el frecuentista y el bayesiano. La diferencia fundamental se relaciona con la definición de probabilidad. Los frecuentistas señalan que la probabilidad de un evento es el límite de su frecuencia relativa en el largo plazo; mientras que los bayesianos sostienen que la probabilidad es subjetiva, un nivel de creencias que se actualiza con la incorporación de nueva información; la probabilidad subjetiva (creencias) fundamentada sobre una base de conocimientos constituye la probabilidad *a priori*. La probabilidad *a posteriori* representa la actualización de las creencias.

Un tomador de decisiones bayesiano aprende y revisa sus creencias con base en la nueva información que tenga disponible. Desde el punto de vista bayesiano, las probabilidades son interpretadas como niveles de creencias. Por lo tanto, el proceso de aprendizaje bayesiano consiste en estar revisando y actualizando probabilidades. El teorema de Bayes es el medio formal para poner en práctica lo anterior.<sup>9</sup>

### 3.3 Teorema de Bayes

El teorema de Bayes es una regla que puede ser utilizada para actualizar creencias con base en nueva información, por ejemplo, datos observados.

---

<sup>8</sup> Para un análisis completo sobre la no coherencia del VaR, se recomienda revisar Venegas-Martínez (2006).

Para una revisión del teorema de Bayes ver, por ejemplo, Zellner (1971).

*Definición 2.* Si se denota  $E$  como la evidencia, y se supone que un experto cree que se puede asociar con una probabilidad  $P(E)$ , entonces el teorema de Bayes (TB) dice que después de observar los datos  $D$ , las creencias sobre  $E$  son ajustadas de acuerdo con la siguiente expresión:

$$P(E/D) = \frac{P(D|E)P(E)}{P(D)} \quad (3)$$

donde

- 1)  $P(D|E)$  es la probabilidad condicional de los datos, dado que la evidencia *a priori*  $D$  es cierta.
- 2)  $P(D)$  es la probabilidad incondicional de los datos,  $P(D) > 0$ ; también se puede expresar, como:

$$P(D) = P(E|D)P(E) + P(D|E^c)P(E^c) \quad (3.1)$$

La probabilidad de  $E$ , antes de tener los datos  $P(E)$ , es llamada probabilidad *a priori*; una vez actualizada  $P(E|D)$ , es denominada probabilidad *a posteriori*.

*Definición 3.* Se reescribe la forma continua del TB, de la siguiente manera:

$$P(\theta|y) \propto L(\theta|y)\pi(\theta) \quad (4)$$

donde  $\theta$  es un parámetro desconocido a estimar,  $y$  es un vector de observaciones, registradas,  $\pi(\theta)$  es una distribución *a priori* que depende de uno o más parámetros, denominados hiper-parámetros,  $L(\theta|y)$  es la función de verosimilitud para  $\theta$  y  $P(\theta|y)$  es la distribución *a posteriori* de  $\theta$  (actualización de la distribución *a priori*).

Dos preguntas surgen de lo anterior, cómo traducir la información *a priori* en su forma analítica,  $\pi(\theta)$  y qué tan sensible es la inferencia *a posteriori* a la selección de la *a priori*; estas preguntas han sido un amplio tema de interés en la literatura bayesiana.<sup>10</sup>

---

<sup>10</sup> Ver Ferguson (1973).

### 3.4 Inferencia bayesiana

La distribución *a posteriori* del parámetro o vector de parámetros  $\theta$ , dada la información y denotada por  $P(\theta|y)$ , es obtenida a través de la aplicación del teorema de Bayes. En una combinación de datos y de la distribución *a priori*, la distribución *a posteriori* contiene la información relevante sobre el parámetro desconocido.

### 3.5 Redes bayesianas

Una RB es una gráfica que representa el dominio de las variables de decisión, las relaciones cuantitativas y cualitativas de estas y sus medidas de probabilidad. Una RB también puede incluir funciones de utilidad que representan las preferencias del tomador de decisiones.

Una importante característica de las RBs es su forma gráfica, lo cual permite representar de una forma visual complicados razonamientos probabilísticos. Otro aspecto a destacar es la parte cuantitativa de las RBs, que permite incorporar elementos subjetivos como la opinión de expertos y las probabilidades basadas en datos estadísticos. No obstante, quizá la característica más importante de una RB descansa en que es una representación directa del mundo real y no, un proceso de razonamiento.

*Definición 4.* Las redes bayesianas son gráficas dirigidas acíclicas (GDAs). Una gráfica es un conjunto de nodos unidos por arcos. Si entre cada par de nodos hay una relación de precedencia representada por arcos, entonces, la gráfica es dirigida.

*Definición 5.* Un ciclo es una trayectoria que inicia y termina en el mismo nodo.

*Definición 6.* Una trayectoria es una serie de nodos contiguos conectados por arcos dirigidos.

Cada nodo en una RB se asocia con un conjunto de tablas de probabilidades. Los nodos representan las variables de interés, las cuales pueden ser discretas o continuas. Una red causal, de acuerdo con Pearl (2000), es una RB con la propiedad adicional de que los nodos “padres” son las causas dirigidas.<sup>11</sup>

---

<sup>11</sup> Para una revisión de la Teoría de las RB, revisar Jensen (1996).

### 3.5.1 Algoritmos para cálculo de inferencia en redes bayesianas

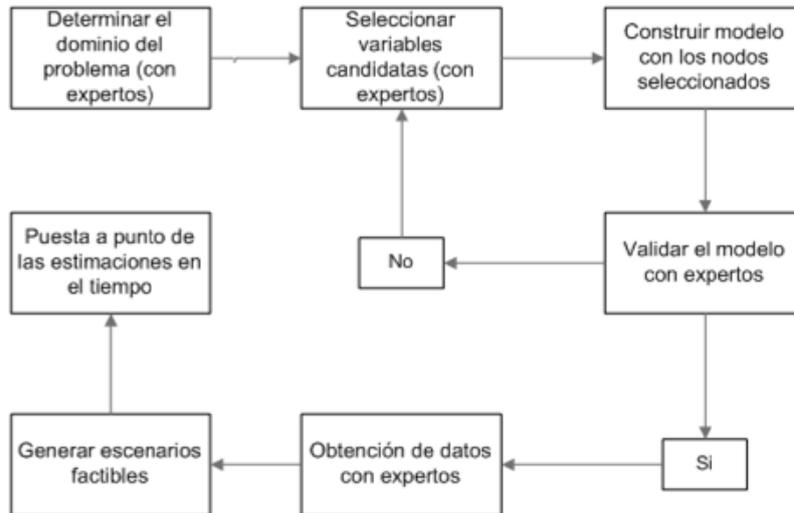
Una red bayesiana es empleada básicamente para inferencia a través del cálculo de las probabilidades condicionales, dada la información disponible hasta el momento para cada nodo (creencias). Existen dos clases de algoritmos para el proceso de inferencia, el primero genera una solución exacta y el segundo produce una solución aproximada con alta probabilidad. Entre los algoritmos de inferencia exacta se tienen, por ejemplo: *polytree*, *clique tree*, *junction tree*, *algorithms of variable elimination* y *method of Pear*.

El uso de soluciones aproximadas es motivado por el crecimiento exponencial de tiempo del procesamiento requerido para soluciones exactas; de acuerdo con Guo y Hsu (2002), este tipo de algoritmos puede agruparse en *stochastic simulation*, *model simplification methods*, *search based methods* y *loopy propagation methods*, el más conocido es el de simulación estocástica, el cual se divide en *importance sampling algorithms* y *Markov Chain Monte Carlo (MCMC) methods*.

## 4. Construcción de una red bayesiana para bancos transnacionales asociados a la ORX

En la gráfica 1, se muestra un flujograma simple para construir una RB. El primer paso consiste en definir el dominio del problema donde se especifique el propósito de la RB. Posteriormente, se identifican las variables o nodos importantes en el dominio del problema. Después, se representa en forma gráfica la interrelación entre nodos o variables. El modelo resultante debe ser validado por los expertos en el tema. En caso de haber desacuerdo entre ellos se regresa a uno de los pasos anteriores hasta alcanzar el consenso. Los últimos tres pasos son: incorporar la opinión de los expertos (referida como la cuantificación de la red), crear escenarios factibles con la red (aplicaciones de redes) y poner a punto las estimaciones en el tiempo (mantenimiento de la red).

Gráfica 1  
Diagrama de flujo RB



Fuente: elaboración propia.

#### 4.1 Problemática

Los principales problemas a que se enfrenta un administrador de riesgo que emplea RB, son: ¿cómo implementar una red bayesiana?; ¿cómo modelar su estructura?; ¿cómo cuantificarla?; ¿cómo utilizar datos subjetivos (de expertos) u objetivos (estadísticos), o ambos?; ¿qué instrumentos se deben utilizar para obtener mejores resultados?, ¿y, cómo validar el modelo? Las respuestas a estos cuestionamientos se abordarán en el momento correspondiente a la aplicación del modelo bayesiano.

El objetivo principal de la aplicación consiste en elaborar una guía para implementar una RB, a fin de administrar el riesgo operacional en bancos trasnacionales asociados con la ORX. Asimismo, se pretende generar una medida consistente del capital económico necesario para hacer frente a pérdidas derivadas de eventos de riesgo operacional.

#### *4.2 Alcances de la aplicación*

El caso de estudio se enfoca en el análisis de los eventos de riesgo operacional que se presentaron en las líneas de negocios de bancos transnacionales asociados con la Operational Riskdata eXchange Association.<sup>12</sup> Una vez identificados los factores de riesgo asociados con cada línea de negocio (finanzas corporativas, ventas, banca al menudeo, banca comercial, banca privada, compensación, servicios de consultoría, administración de activos y liquidación), se definen los nodos que formarán parte de la red bayesiana, estos corresponden a variables aleatorias que pueden ser discretas o continuas y que tienen asociadas distribuciones de probabilidad.

Para el caso de que se tengan datos históricos relacionados con los nodos (variables aleatorias), se les ajusta una función de distribución, en caso contrario, se recurre a los expertos o fuentes externas para determinar las probabilidades de ocurrencia o el parámetro de alguna función de probabilidad conocida. Los datos disponibles son mensuales y abarcan el periodo 2007-2009; se calcula la máxima pérdida esperada mensual de los bancos transnacionales asociados con la ORX.

### **5. Construcción y cuantificación del modelo**

Los nodos seleccionados son conectados con arcos dirigidos (con flechas), para formar una estructura que muestra la dependencia o relación causal entre estos.

La RB se divide en dos redes, una para modelar la frecuencia y la otra para la severidad. Lo anterior facilita su análisis y, una vez obtenidos los resultados por separado, se “agregan” a través del método de simulación Monte Carlo para obtener la pérdida esperada.

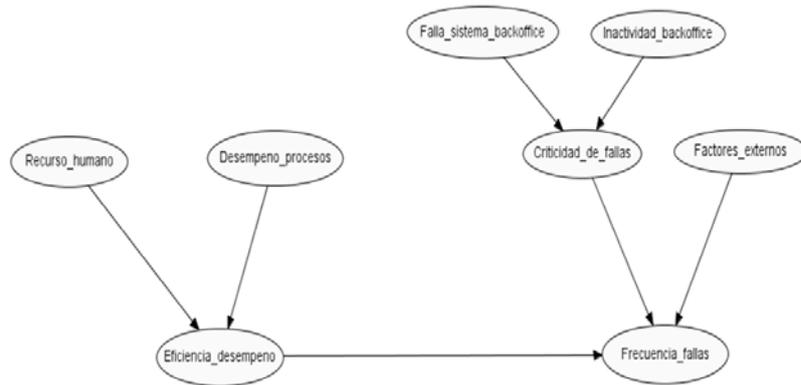
#### *5.1 Frecuencia*

La red completa de la frecuencia se muestra en la gráfica 2, la cual se genera a partir del análisis de factores de riesgo vinculados con las líneas de negocio bancarias.

---

<sup>12</sup> La ORX es una organización, sin fines de lucro, dedicada a la medición y gestión del riesgo operacional en la industria de servicios financieros globales.

Gráfica 2  
Red para frecuencia de fallas

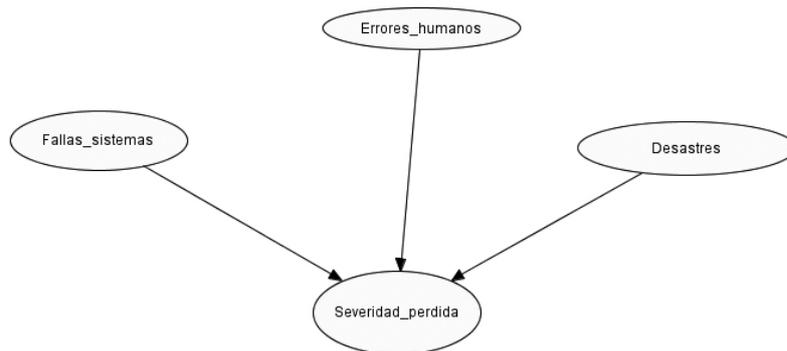


Fuente: elaboración propia.

### 5.2 Severidad

La red de la severidad se muestra en la gráfica 3, y está integrada por cuatro nodos, aunque requiere una cantidad importante de probabilidades. El nodo etiquetado como “severidad de pérdida” es la pérdida de dinero generado por eventos de riesgo operacional, los otros nodos se consideran variables informativas.

Gráfica 3  
Red para severidad de fallas



Fuente: elaboración propia.

A continuación se describen las características y estados de cada nodo de las redes de severidad y frecuencia, respectivamente.

Tabla 1  
**Nodos de la red de severidad**

<b>Nodo</b>	<b>Descripción</b>	<b>Estados (millones €)</b>
		0 a 300
Falla en sistemas	Fallas en los sistemas de información.	300 a 450
		450 a 600
		>600
		0 a 100
Errores humanos	Errores humanos que se traducen en pérdidas.	100 a 200
		200 a 300
		>300
		0 a 2
Desastres	Eventos externos como manifestaciones, atentados, entre otros.	2 a 4
		4 a 6
		>6
		0 a 200
Severidad de pérdidas	Pérdida esperada por eventos de riesgo operacional.	200 a 400
		400 a 600
		600 a 800
		800 a 1000
		>1000

Nota: Las cifras están en euros en virtud de que la fuente información es un organismo de la comunidad europea, los autores decidieron mantener la misma denominación para el análisis y conclusiones ya que no afecta el objetivo del trabajo de presentar una metodología general para el cálculo del riesgo operacional en el sector bancario.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2  
Nodos de la red de frecuencia

Nombre nodo	Descripción	Estados
		< 25 minutos
Tiempo de inactividad del sistema Backoffice	Incluye el tiempo de inactividad del backoffice.	25 a 120 minutos > 120 minutos
Falla del sistema Backoffice	Tiempo de falla del sistema backoffice.	No crítico Crítico
Criticidad de fallas	Se refiere al nivel de criticidad de fallas.	Baja Media Alta
Factores externos	Número de eventos externos que no son susceptibles de preverse ni administrarse.	0,1,2,3,.....,17
Recurso Humano	Confiabilidad del recurso humano.	Todos confiables La mayoría confiable Algunos confiables
Desempeño de procesos	Desempeño en la operación de procesos.	Excelente Bueno Deficiente
Eficiencia en desempeño	Eficiencia del desempeño de personas y procesos.	Excelente Promedio Mal
		0 a 1500
Frecuencia de fallas	Número de fallas en un periodo de tiempo. Retrasos, pagos incorrectos, pagos mal direccionados, sin pago, pagos duplicados.	1500 a 1700 1700 a 1750 1750 a 1800 1800 a 1850 1850 a 1900 >1900

Fuente: elaboración propia.

### 5.3 Cuantificación de la RB

En el enfoque bayesiano, los parámetros son tratados como variables aleatorias que siguen cierta distribución. Además, el conocimiento *a priori* acerca de la posible forma de esa distribución es modelada por una distribución *a priori* específica, sobre los parámetros. Esta distribución no depende necesariamente de los datos de estudio, sino que contiene la información y el conocimiento del experto acerca de la situación estudiada. De esta manera, aunque los datos originales presentan un coeficiente de correlación positivo, se asume que el conocimiento previo tiene poca importancia en los resultados y se deja que los datos hablen por sí solos.

Para cuantificar las redes bayesianas identificadas en la sección anterior, se utilizaron tanto datos objetivos como subjetivos. La información y las herramientas para su almacenamiento, procesamiento y extracción constituyen el principal insumo para el análisis bayesiano; por tanto, es condición necesaria mantener fuentes de información confiables y seguras, que sean congruentes con las buenas prácticas y estándares internacionales sobre seguridad y calidad de los sistemas de información, por ejemplo la ISO/IEC 73:2000 y la ISO 72:2006.

A continuación se describen las herramientas o técnicas que se emplearon para obtener, codificar y cuantificar los tipos de datos.

#### 5.3.1 Análisis estadístico de la red de frecuencia

En este apartado se analiza cada nodo de la red de frecuencia, para el caso de nodos con información histórica disponible, se ajusta<sup>13</sup> la distribución de probabilidades correspondiente y se calculan las probabilidades requeridas. Cuando no se cuenta con datos suficientes, se obtiene la información de los expertos o de fuentes externas. El nodo etiquetado como: **“Inactividad backoffice”**, presenta la siguiente distribución de probabilidad, misma que constituye las probabilidades *a priori*.

---

<sup>13</sup> Ajustar una distribución consiste en encontrar una función matemática, la cual represente de manera correcta a una variable estadística. Existen cuatro pasos para llevar a cabo el “ajuste”: 1) hipótesis sobre el modelo, 2) estimación de parámetros, 3) evaluación de la calidad de ajuste y 4) prueba estadística de la bondad de ajuste. Para realizar este trabajo se utilizó el lenguaje estadístico *R*, primero se graficó la distribución de frecuencias de los datos reales para proponer un modelo de distribución, después se realizaron diferentes estimaciones para encontrar el mejor parámetro. Finalmente, se realizó la prueba Kolmogorov-Smirnov (K-S) para determinar estadísticamente la bondad del ajuste, un *p*-value > 0.05 es indicador de un buen ajuste.

Tabla 3  
**Probabilidades “Inactividad backoffice”**

Tiempo de inactividad (minutos)	Probabilidad
<25	0.59
25 a 120	0.40
>120	0.01

Fuente: elaboración propia.

Con respecto al nodo etiquetado como: **“Falla sistema backoffice”**, se trata de datos asociados con riesgos derivados de la administración de bases de datos, de transacciones en líneas, de procesos batch, entre otros.

Lo que nos interesa calcular son las probabilidades de que el “sistema backoffice”, falle en horas “críticas”, o “no críticas”. Por lo tanto, considerando el conocimiento de los expertos y las fuentes externas, se calcula la tabla de probabilidad para este nodo de la red de frecuencia, las cuales corresponden a las probabilidades *a priori*.

Tabla 4  
**Probabilidades “Falla del sistema backoffice”**

Falla del sistema Backoffice	Probabilidad
Crítico	0.04
No crítico	0.96

Fuente: elaboración propia con información proporcionada por los expertos (Leer nota al pie número 4).

Tabla 5  
**Probabilidades condicionales “Críticidad de fallas”**

Inactividad backoffice	< 25 minutos		25 a 120 minutos		> 120 minutos	
	Crítico	No crítico	Crítico	No crítico	Crítico	No crítico
Falla sistema backoffice						
Baja	0.05	0.05	0.06	0.05	0.00	0.05
Media	0.10	0.25	0.04	0.20	0.05	0.15
Alta	0.85	0.70	0.90	0.75	0.95	0.80

Fuente: elaboración propia con información de expertos.

Con respecto a las probabilidades del nodo etiquetado como: **“Críticidad de fallas”**, son las que están condicionadas a las probabilidades de los nodos

anteriores, con lo cual se obtiene la siguiente tabla de probabilidades condicionales:

Existe una probabilidad condicional, dado que hay inactividad menor a 25 minutos del back-office y se presenta una falla crítica del mismo sistema, del 5% de que la criticidad sea baja, una probabilidad del 10% de que la criticidad sea media y una probabilidad del 85% de presentar una criticidad alta. Las otras probabilidades condicionales se leen de manera similar.

Los factores externos son eventos exógenos de riesgo operacional para los cuales no se tiene control ni registro, por tanto, se recurre a información externa o juicio de experto para estimar sus probabilidades de ocurrencia.

Tabla 6  
**Probabilidades “Factores externos”**

Estados	Probabilidades
1	0.489
2	0.39
3	0.05
4	0.04
5	0.02
6	0.01
>6	0.001

Fuente: elaboración propia con información de expertos o externa.

Existe una probabilidad del 49% de que se presente un evento externo de riesgo operacional, una probabilidad del 39% de que existan 2 eventos y una probabilidad acumulada del 12% de presentar más de dos eventos externos de riesgo operacional.

La confianza hacia el personal interno en el desempeño de sus funciones denotado por el nodo “**Recurso humano**”, tiene la siguiente distribución de probabilidades:

Tabla 7  
**Probabilidades “Recurso Humano”**

Recurso Humano	Probabilidades
Todos confiables	0.85
La mayoría confiable	0.1
Algunos confiables	0.05

Fuente: elaboración propia con información de expertos o externa.

El buen funcionamiento de las instituciones bancarias depende del desempeño de sus procesos, la madurez de estos se asocia a sistemas de gestión de la calidad en el nivel de proceso y producto. Las probabilidades del nodo etiquetado como “**Desempeño de procesos**” son, las siguientes:

Tabla 8  
**Probabilidades “Desempeño de procesos”**

<b>Desempeño de procesos</b>	<b>Probabilidades</b>
Excelente	0.82
Bueno	0.09
Deficiente	0.09

Fuente: elaboración propia con información de expertos o externa.

Con respecto a las probabilidades del nodo etiquetado, como: “**Eficiencia del desempeño**”, cabe señalar que son las que están condicionadas a las probabilidades de los nodos “**Desempeño de procesos**” y “**Recurso Humano**”, de donde se obtiene la siguiente tabla de probabilidades condicionales:

Tabla 9  
**Probabilidades condicionales “Eficiencia en desempeño”**

<b>Desempeño de procesos</b>	<b>Excelente</b>			<b>Bueno</b>			<b>Deficiente</b>		
	TC	MC	AC	TC	MC	AC	TC	MC	AC
Recurso H.									
Excelente	0.85	0.82	0.78	0.80	0.78	0.75	0.79	0.78	0.75
Promedio	0.10	0.13	0.17	0.15	0.17	0.25	0.15	0.16	0.18
Mal	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.00	0.06	0.06	0.07

Fuente: elaboración propia con información de expertos y externa.

Existe una probabilidad condicional, dado que el desempeño de los procesos fue excelente y los recursos humanos son confiables, del 85% de que la eficiencia del desempeño sea excelente, una probabilidad del 10% de que la eficiencia sea media y una probabilidad del 5% de que el desempeño sea deficiente. Las otras probabilidades condicionales se leen de manera similar.

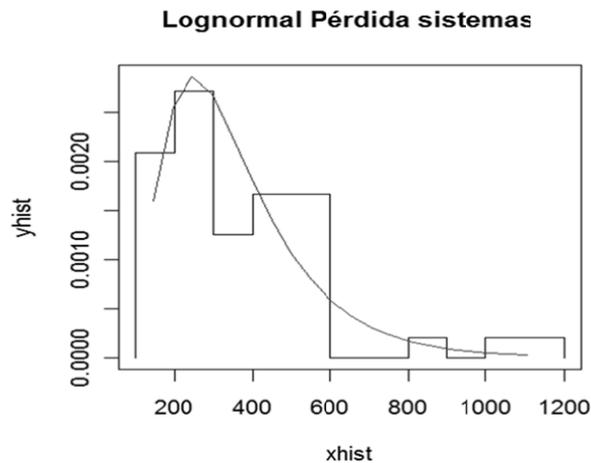
Finalmente, para el nodo objetivo “**Frecuencia de fallas**”, se supone una función de distribución binomial negativa con probabilidad de éxito  $p=0.7$ , y límite de éxitos igual a 4,200. Este supuesto es consistente con la práctica financiera y los estudios del riesgo operacional que muestran que el número de fallas usualmente siguen una distribución de Poisson o una binomial negativa. Para estimar el valor de los parámetros se recurrió a los expertos y se complementó con resultados del análisis del nodo fallas en “**Inactividad backoffice**”, y del nodo fallas en “**sistema backoffice**”.

### 5.3.2 *Análisis estadístico de la red de severidad*

En este apartado se analiza cada nodo de la red de severidad. Para el caso de nodos con información histórica disponible se ajusta la distribución de probabilidad correspondiente y se calculan las posibilidades requeridas. Cuando no se cuenta con datos suficientes, se obtiene la información de los expertos o externa.

El nodo “**Falla en sistemas**” presenta la siguiente distribución de frecuencias y densidad exponencial, ajustada para las pérdidas ocasionadas por fallas en los sistemas:

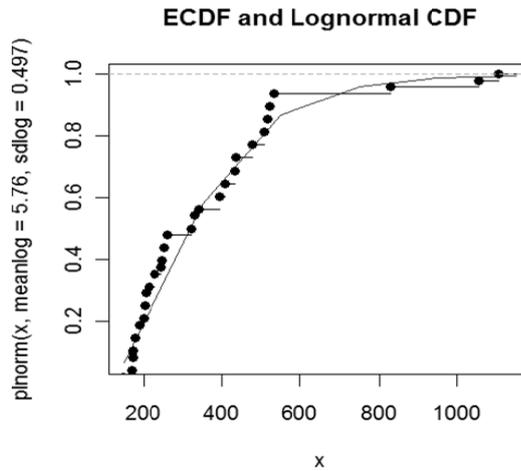
Gráfica 4  
**Lognormal ajustada**



Fuente: elaboración propia.

Para determinar la bondad del ajuste, se realizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov y el cálculo de la distribución teórica y muestral, con los siguientes resultados:

Gráfica 5  
Distribución teórica vs. Muestral



Fuente: elaboración propia.

En la gráfica anterior se aprecia un ajuste adecuado en la mayoría de los datos, la prueba K-S produce los siguientes valores:  $D = 0.1322$ ,  $p\text{-value} = 0.3713$ . En otras palabras, se acepta la hipótesis nula de que la muestra proviene de una Lognormal. Por lo tanto, se calcula la tabla de probabilidad para este nodo de la red de severidad, misma que constituye las probabilidades a priori.

Tabla 10  
Probabilidades “Falla en sistema”

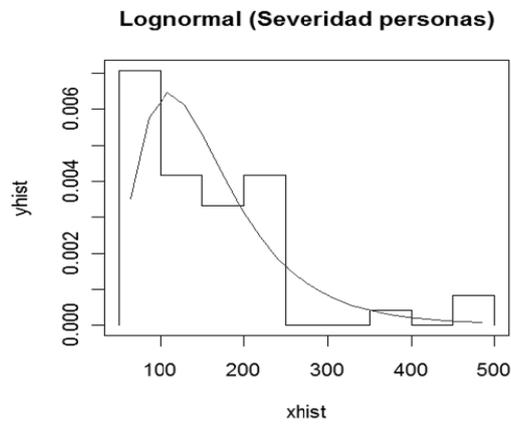
Falla en sistema	Probabilidades
<300	0.45
300 a 450	0.31
450 a 600	0.14
>600	0.10

Fuente: elaboración propia.

A partir de la tabla, se observa que existe una probabilidad del 45% de que se pierdan menos de 300 millones de euros por fallas en los sistemas; 31% de probabilidad de que se pierdan entre 300 y 450 millones de euros; 14% de probabilidad de que se pierdan entre 450 y 600 millones de euros y 10% de probabilidad de que la pérdida sea mayor a 600 millones.

A continuación se analiza el nodo “**Errores humanos**”, el cual presenta la siguiente distribución de frecuencia y densidad Lognormal, ajustada para pérdidas ocasionadas por errores humanos:

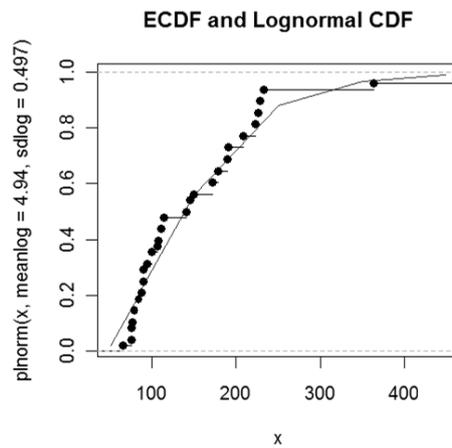
Gráfica 6  
**Lognormal ajustada**



Fuente: elaboración propia.

Para determinar la bondad del ajuste se realizó el cálculo de la distribución teórica y muestral, así como la prueba “K-S”, con los siguientes resultados:

Gráfica 7  
**Distribución teórica vs. Muestral**



Fuente: elaboración propia.

En la grafica anterior, se aprecia un ajuste adecuado en la mayoría de los datos, la prueba produce el siguiente  $p\text{-value} = 0.3462$ . De esta manera, se acepta la hipótesis nula de que la muestra proviene de una binomial negativa. Por lo tanto, se calculan las probabilidades para este nodo de la red de severidad, mismas que constituyen las probabilidades *a priori*.

Tabla 11  
**Probabilidades “Errores humanos”**

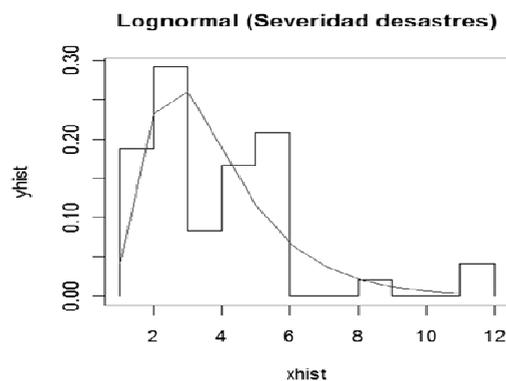
Errores humanos	Probabilidades
0 a 100	0.25
100 a 200	0.52
200 a 300	0.17
>300	0.06

Fuente: elaboración propia.

A partir de la tabla, se observa que existe una probabilidad de 25% de que se pierdan menos de 100 millones de euros por fallas en errores humanos; 52% de probabilidad de que se pierdan entre 100 y 200 millones de euros; 17% de que la pérdida esté entre 200 y 300 millones de euros y 6% de probabilidad de que la pérdida sea mayor a 300 millones de euros.

Para el nodo “Desastres”, se presenta la siguiente distribución de frecuencias y densidad Lognormal ajustada para las pérdidas ocasionadas por eventos externos, como desastres naturales, atentados, manifestaciones, entre otros:

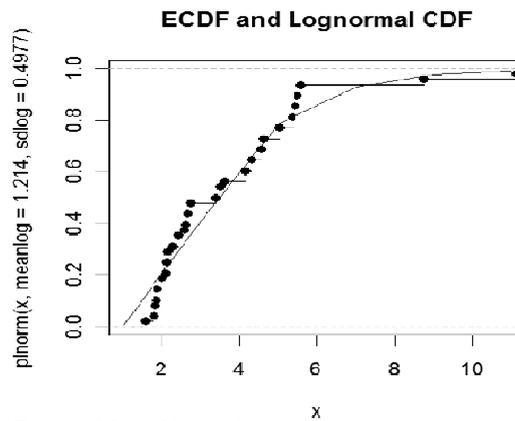
Gráfica 8  
**Lognormal ajustada**



Fuente: elaboración propia

Para determinar la bondad del ajuste, se realizó la prueba de K-S y el cálculo de la distribución teórica y muestral, con los siguientes resultados:

Gráfica 9  
Distribución teórica vs. Muestral



Fuente: elaboración propia.

En la gráfica anterior, se aprecia un ajuste adecuado en la mayoría de los datos, y donde la prueba K-S produce los siguientes valores:  $D = 0.137$ ,  $p\text{-value} = 0.3282$ . En otras palabras, se acepta la hipótesis nula de que la muestra proviene de una Lognormal. Por lo tanto, se calcula la tabla de probabilidad para este nodo de la red de severidad, misma que está constituida por las probabilidades a priori.

Tabla 12  
“Desastres”

Desastres	Probabilidad
0 a 2	0.15
2 a 4	0.49
4 a 6	0.24
>6	0.12

Fuente: elaboración propia con información de los expertos.

De acuerdo con los datos generados, existe una probabilidad del 15% de que se pierdan menos de 2 millones de euros por eventos catastróficos, 49% de probabilidad de que se pierdan entre 2 y 4 millones, 24% de que se pierdan entre 4 y 6 millones de euros y 12% de probabilidad de que la pérdida sea mayor a 6 millones de euros.

Por último, el nodo objetivo “**Severidad de la pérdida**” representa las pérdidas asociadas con los nodos “**Fallas en sistemas**”, “**Errores humanos**” y “**Eventos catastróficos**”. Para el cálculo de la tabla de probabilidades condicional se utilizó una función de distribución Lognormal con parámetros media de  $\log(x)=6$  y desviación estándar de 0.497. En la siguiente sección, se generan las probabilidades *a posteriori*, para lo cual se utilizan técnicas de inferencia bayesiana.

#### 5.4 Probabilidades *a posteriori*

Una vez analizados cada uno de los nodos (variables aleatorias continuas o discretas) de las redes de frecuencia y severidad, y asignadas las correspondientes funciones de distribución de probabilidades, se generan las probabilidades *a posteriori*, para lo cual se utilizan técnicas de inferencia para Redes bayesianas, en particular el algoritmo denominado *junction tree*, para una consulta detallada del algoritmo revisar Guo y Hsu (2002). Las probabilidades *a posteriori* para los nodos de la red de frecuencia que tienen al menos un padre<sup>14</sup> se presentan en la gráfica 10.

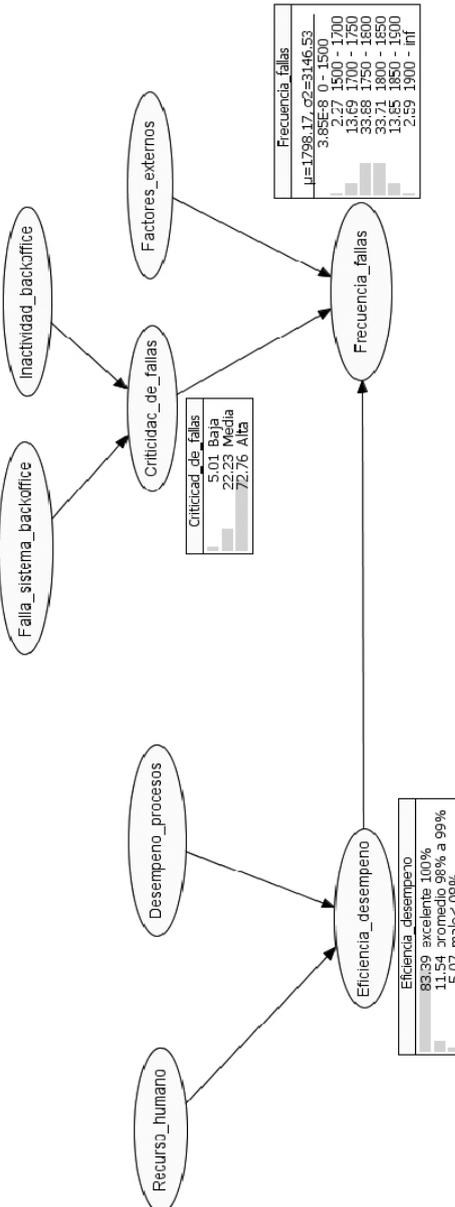
Los resultados del nodo “**Eficiencia del desempeño**” muestran que existe una probabilidad del 83% de tener un desempeño excelente. Asimismo, existe una probabilidad del 12% de que se presenten problemas menores con un desempeño medio y, una probabilidad del 5% de que el desempeño sea deficiente. Las probabilidades calculadas están condicionadas por el desempeño de los procesos y la capacidad y confiabilidad del recurso humano.

En cuanto al nodo “**Criticidad de fallas**”, la probabilidad de que los sistemas operen con criticidad baja es del 5%, de que operen con criticidad de falla media es del 23% y de que la criticidad sea alta es del 72%; probabilidades condicionadas a que existan fallas o inactividad del sistema backoffice.

---

<sup>14</sup> Los nodos que no tienen padre mantienen las probabilidades *a priori*.

Gráfica 10  
**Probabilidades *a posteriori* para la red de frecuencia**



Fuente: elaboración propia.

Por último, la distribución de probabilidades del nodo de interés “**Frecuencia de fallas**” muestra una probabilidad del 2% de que se presenten menos de 1,700 fallas, una probabilidad del 14% de que tengan entre 1,700 y 1,750, una probabilidad del 34% de que se presenten entre 1,750 y 1,800 fallas, una probabilidad del 34% de tener entre 1,800 y 1,850 fallas, una probabilidad de 14% de que se presenten entre 1,850 y 1,900 fallas y una probabilidad del 2% de que se presenten más de 1,900 fallas; están condicionadas dichas probabilidades: a factores de riesgo externos, a la criticidad de las fallas del sistema de backoffice y de la eficiencia de los procesos, así como a la confiabilidad de las personas.

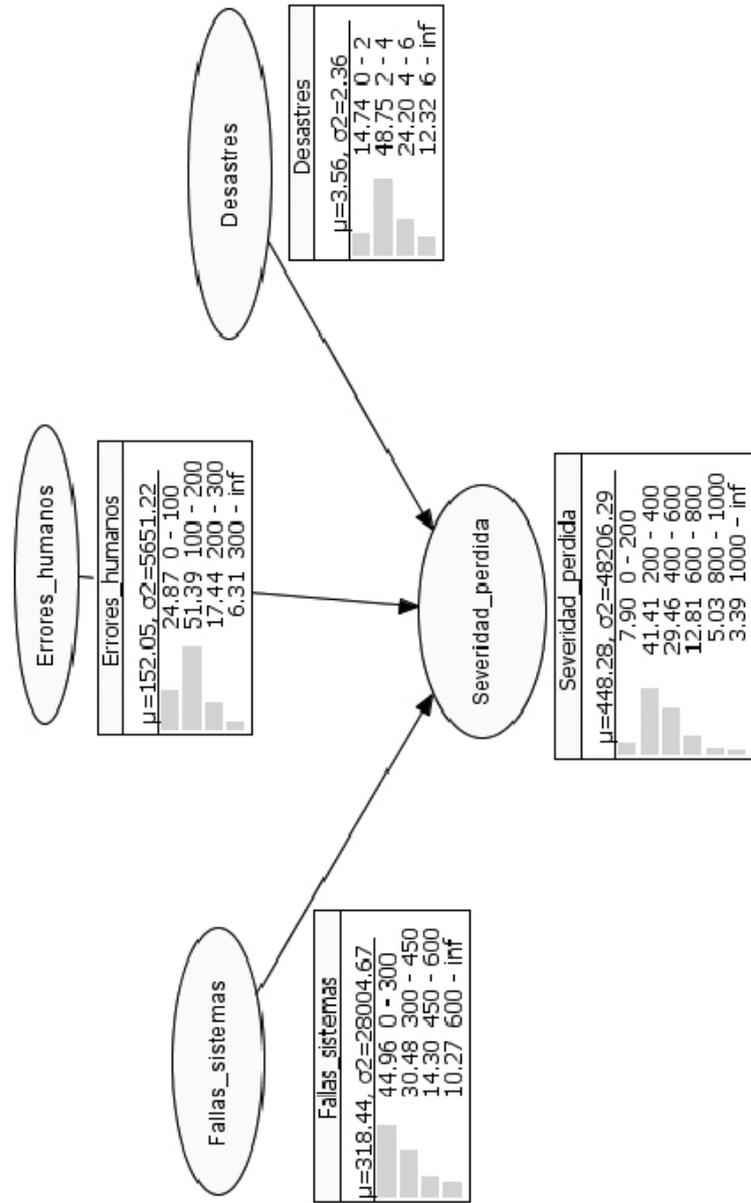
Para el cálculo de las probabilidades del nodo de interés se utilizó una binomial negativa, con parámetros en el rango de número de éxitos=4,200 y probabilidad de éxito  $p=0.6$ , lo cual es consistente con la evidencia empírica de que la frecuencia de eventos de riesgo operacional tiene un ajuste adecuado bajo esta distribución.<sup>15</sup> Para el caso de la red de severidad, se tiene las siguientes probabilidades *a posteriori*:

Las probabilidades de pérdidas originadas por errores humanos, en promedio, son de 152 millones de euros mensuales; con respecto a las pérdidas por eventos catastróficos como manifestaciones, inundaciones, entre otros, en promedio son de 3.5 millones de euros mensuales. En cuanto a fallas en los sistemas, en promedio, se tiene una pérdida mensual de 318 millones de euros. La distribución de probabilidades del nodo de interés “**Severidad de pérdida**” muestra una probabilidad del 7.9% de que la pérdida esté entre 0 y 200 millones de euros, una probabilidad del 41.4% de que esté entre 200 y 400, una probabilidad del 29.4% de que esté entre 400 y 600 millones de euros, una probabilidad del 12.8% de que esté entre 600 y 800 millones de euros, una probabilidad del 5% de que esté entre 800 y 1,000 millones de euros y una probabilidad del 3.39% de que la pérdida sea mayor a 1,000 millones de euros mensuales.

---

<sup>15</sup> Ver Svetlozar Hsu, Biliana y Fabossi (2008).

Gráfica 11  
**Probabilidades *a posteriori* para la red de severidad**



Fuente: elaboración propia.

## **6. Cálculo del valor en riesgo operacional (OpVaR)**

Una vez realizada la inferencia bayesiana, para obtener las distribuciones de probabilidad *a posteriori* sobre la frecuencia y la severidad de pérdidas, a través de un proceso de simulación Monte Carlo,<sup>16</sup> se integran ambas distribuciones para generar la distribución de pérdidas potenciales (se utilizó una binomial negativa para la frecuencia y una Lognormal para la severidad). Existen otros métodos estadísticos alternativos para este propósito como son las cópulas,<sup>17</sup> aunque no siempre se encuentra una solución cerrada. Por su parte, el método Monte Carlo tiene la desventaja que requiere gran poder de procesamiento y está en función del generador de números aleatorios, lo cual puede convertirse en una limitante para su aplicación en el sector bancario; sin embargo, los avances sobresalientes en cómputo distribuido y arreglos de procesadores matemáticos subsanan de manera plausible esta posible limitante.

Para el cálculo del OpVar, se ordenan los valores obtenidos para las pérdidas esperadas en orden descendente, y se calculan los percentiles correspondientes:

---

<sup>16</sup> Los resultados de la simulación están disponibles para los lectores, mediante solicitud por correo electrónico.

<sup>17</sup> Las cópulas son funciones de distribución multivariadas que se componen de funciones de distribución marginales.

Tabla 13  
**Percentiles para modelo bayesiano**

Posición	Pérdida(m €)	Porcentaje
21	502.0690	100.00%
16	<b>494.8432</b>	<b>95.60%</b>
22	489.3615	91.30%
23	488.1157	86.90%
24	486.3715	82.60%
18	484.8765	78.20%
17	481.8865	73.90%
19	481.6374	69.50%
1	479.8932	65.20%
20	475.6574	60.80%
3	471.6707	56.50%
5	466.6874	52.10%
13	464.6941	47.80%
12	464.1958	43.40%
9	455.2258	39.10%
6	453.9800	34.70%
8	449.9933	30.40%
11	447.7508	26.00%
2	438.5317	21.70%
14	438.2825	17.30%
7	437.7842	13.00%
15	430.5584	8.60%
10	423.5818	4.30%
4	422.0868	0.00%

Fuente: elaboración propia.

En consecuencia, si se considera calcular el OpVaR con un nivel de confianza del 95%, se tiene una máxima pérdida esperada de **€194.8** millones de euros mensuales por riesgo operacional, para el grupo de bancos transnacionales asociados con la ORX.<sup>18</sup>

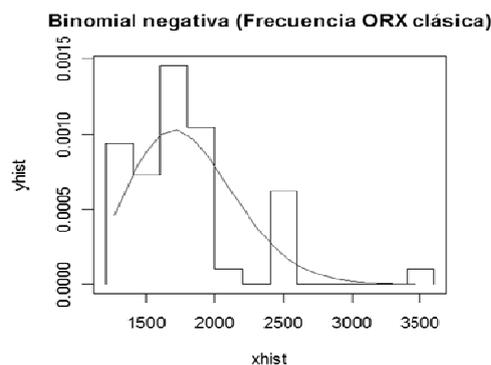
## 7. Validación del modelo bayesiano

Para validar los resultados del modelo bayesiano, se estiman con modelos clásicos la distribución de probabilidades para la frecuencia y la severidad. Posteriormente, a través de simulación Monte Carlo, se integran ambas distribuciones para obtener la distribución de pérdidas esperadas. Por último, se calcula el riesgo operacional con la distribución de pérdidas estimada en forma clásica, y se comparan resultados con los obtenidos mediante el modelo bayesiano.

### 7.1 Análisis clásico de frecuencia

Se considera el número de fallas que mensualmente se presentan en las líneas de negocio de los bancos globales asociados con la ORX y se le ajusta una distribución binomial negativa con parámetro  $\mu=1787.45$ , según se muestra en la siguiente gráfica:

Gráfica 12  
**Binomial negativa ajustada**



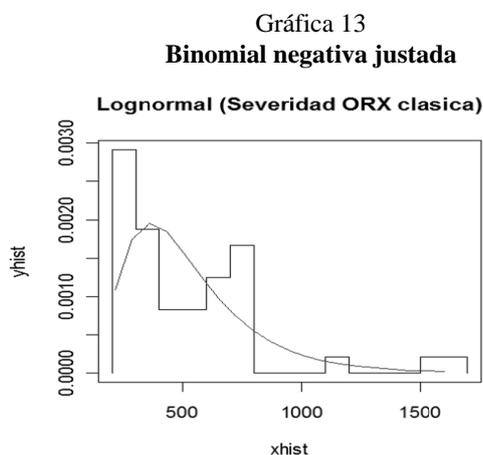
Fuente: elaboración propia.

<sup>18</sup> Para una revisión completa de los bancos asociados, visitar la siguiente dirección electrónica: <http://www.orx.org/orx-members>

La prueba Kolmogorov-Smirnov tuvo los siguientes resultados:  $D = 0.1521$ ,  $p\text{-value} = 0.2168$ , lo que implica aceptar la hipótesis nula de que la muestra proviene de una distribución binomial negativa.

### 7.2 Análisis clásico de severidad

Para las pérdidas, se considera el monto mensual de pérdidas por eventos de riesgo operacional, en las distintas líneas de negocio de los bancos asociados con la ORX, y se le ajusta una distribución Lognormal con parámetro *media* = 6.13 y *desviación estándar* = 0.4975, según se muestra en la siguiente gráfica:



Fuente: elaboración propia.

Se realizó la prueba K-S, con los siguientes resultados:  $D = 0.1375$ ,  $p\text{-value} = 0.3246$ . El  $p\text{-value}$  es mayor al 5%, por tanto, se acepta que la muestra proviene de una Lognormal.

### 7.3 Cálculo del valor en riesgo operacional con el modelo clásico

A través de Monte Carlo, se integran las distribuciones clásicas de frecuencia y severidad para generar la distribución de pérdidas potenciales (se utilizó una binomial negativa para la frecuencia y una Lognormal), en las distintas líneas de negocio de los bancos asociados con la ORX.<sup>19</sup> Para el cálculo del OpVar, se ordenan los valores obtenidos para las pérdidas esperadas en orden descendente, y se calculan los percentiles

<sup>19</sup> Los resultados de la simulación están disponibles para los lectores, mediante solicitud por correo electrónico.

correspondientes. A continuación se muestran los resultados, con niveles de confianza mayor a 98.9%:

Tabla 14  
**Percentiles para modelo clásico**

Posición	Pérdida(m €)	Porcentaje
20	454.9015215	100.00%
15	448.3545517	95.60%
21	443.387885	90.90%
22	442.2590971	86.30%
23	440.678794	81.80%
17	439.3242485	77.20%
16	436.6151576	72.70%
18	436.3894	68.10%
1	434.809097	63.60%
19	430.9712181	59.00%
3	427.3590969	54.50%
4	422.8439453	50.00%
12	421.0378846	45.40%
11	420.5863695	40.90%
8	412.4590966	36.30%
5	411.3303088	31.80%
7	407.7181875	27.20%
10	405.6863693	22.70%
2	397.3333389	18.10%
13	397.1075813	13.60%
6	396.6560661	9.00%
14	390.1090963	4.50%
9	383.7878841	0.00%

Fuente: elaboración propia.

Si se calcula el OpVaR con un nivel de confianza del 95%, se tiene una máxima pérdida esperada de ~~€148.3~~ **€148.3** millones de euros mensuales por riesgo operacional con el modelo clásico. Los resultados anteriores muestran que el OpVaR calculado con el modelo bayesiano es mayor al calculado con el modelo clásico, lo cual se explica por la causalidad entre los distintos factores de riesgo, misma que no está considerada en el modelo clásico.

### **Conclusiones**

Actualmente, los bancos transnacionales generan grandes cantidades de información provenientes de la interacción con sus clientes, con el sector y con sus procesos internos; sin embargo, a la interrelación de los individuos involucrados en los procesos y en los sistemas informáticos, así como a la estructura estándar para el registro de eventos de riesgo operacional, no se les había dado la importancia requerida, esta preocupación la retoma la Operational Riskdata eXchange Association, donde se pide contar con estándares para el registro y medición del Riesgo Operacional.

En congruencia con lo anterior, este trabajo proporciona los elementos teóricos necesarios y una guía práctica para identificar, medir, cuantificar y administrar el RO en el sector bancario transnacional con un enfoque bayesiano; el cual dio muestra en el desarrollo de este trabajo de que utiliza elementos más apegados a la realidad, como son: las probabilidades obtenidas de los expertos o externos cuando no existe información histórica, las distribuciones de probabilidad específicas para cada factor de riesgo que pueden ser discretas o continuas, la actualización de datos que se incorporan al modelo y la interrelación (causalidad) de los factores de riesgo a través de modelos de redes. Asimismo, se mostró que las redes bayesianas son una opción viable para administrar el riesgo operacional en un ambiente de incertidumbre y de información escasa o de calidad cuestionable. El capital requerido en riesgo operacional calculado se basa en el supuesto de interrelación (causa-efecto) entre factores de riesgo, lo cual es consistente con la realidad.

Las redes bayesianas están basadas en algoritmos eficientes de propagación de evidencias, que actualizan dinámicamente el modelo con datos actuales. Para el caso de estudio, objeto de este trabajo, fue posible construir la RB y calcular el capital requerido para administrar el riesgo operacional, combinando datos estadísticos y opiniones o juicios de los expertos o información externa.

Como una herramienta para la gestión de RO en el nivel de unidad de negocios, las redes bayesianas tienen varias ventajas sobre otros modelos. Entre otras, están las siguientes:

(1) La RB es capaz de incorporar los cuatro elementos esenciales del método de medición avanzada (AMA), datos internos, datos externos, análisis de escenarios y factores que reflejen el entorno empresarial y el sistema de control, en un modelo simple que es fácil de entender. A diferencia de los otros modelos, una RB es capaz de dar la misma importancia a todos los elementos esenciales de la AMA.

(2) La RB se puede construir con un modelo “multi-nivel”, que puede mostrar varios niveles de dependencia entre los diversos factores de riesgo. En contraste, los modelos multifactoriales pueden mostrar solo un nivel de dependencia. Esto significa que la RB se puede utilizar para gestionar el riesgo de quienes participan en el proceso detallado de una unidad de negocio.

(3) Cuando se extiende el modelo en una red de decisión, la RB puede proporcionar un análisis de costo-beneficio de los factores de riesgo, donde los controles óptimos son determinados dentro de un marco de análisis de escenarios.

(4) La RB es una representación directa del mundo real, y no de procesos de razonamiento como en las redes neuronales. Las flechas o arcos en las redes representan las conexiones causales reales.

El VaR calculado con el enfoque bayesiano es consistente en el sentido de Artzner, pero también resume las complejas relaciones causales entre los diferentes factores de riesgo que derivan en un evento de riesgo operacional. En resumen, debido a que la realidad es mucho más compleja que eventos independientes idénticamente distribuidos, el enfoque bayesiano es una alternativa para modelar una realidad compleja y dinámica.

**Apéndice A. Algoritmo exacto para inferencia bayesiana**

Dentro de los algoritmos de inferencia exacta, tenemos: el *polytree* Pearl, 1988; el *clique tree* Lauritzen y Spiegelhalter, 1988 y *junction tree* Cowell, 1999. El método de Pearl es uno de los primeros y más utilizados. La propagación de las creencias, de acuerdo con Pearl (1988), siguen el proceso: sea  $e$  el conjunto de valores para todas las variables observadas. Para cualquier variable  $X$ ,  $e$  puede dividirse en dos subconjuntos:  $e_X^-$ , el cual representa todas las variables observadas que descienden de  $X$  y  $e_X^+$ , que representa todas las demás variables observadas. El impacto de las variables observadas sobre las creencias de  $X$ , puede representarse a través de los siguientes dos valores:

$$\lambda(X) = P(e_X^- | X) \quad (A1)$$

$$\pi(X) = P(e_X^+ | X) \quad (A2)$$

$\lambda(X)$  y  $\pi(X)$  son vectores, cuyos elementos están asociados a cada valor de  $X$ :

$$\lambda(X) = [\lambda(X = x_1), \lambda(X = x_2), \dots, \lambda(X = x_l)] \quad (A3)$$

$$\pi(X) = [\pi(X = x_1), \pi(X = x_2), \dots, \pi(X = x_l)] \quad (A4)$$

La distribución *a posteriori* se obtiene usando (A1) y (A2).

$$P(X|e) = \alpha \lambda(X) \pi(X) \quad (A5)$$

Donde  $\alpha = 1/P(e)$  y la multiplicación por pares de los elementos en  $\lambda(X)$  y  $\pi(X)$ . Para encontrar las nuevas creencias, se calcula la ecuación (A5). Los valores de  $\lambda(X)$  y  $\pi(X)$  se pasan entre las variables de una manera ordenada.  $\lambda(X)$  y  $\pi(X)$  se calculan de la siguiente manera:  $\lambda(X)$  se calcula utilizando  $\lambda(Y_1, Y_2, \dots, Y_m)$  donde  $Y_1, Y_2, \dots, Y_m$  son hijos de  $X$ . Primero, cuando  $X$  toma el valor  $x^0$ , los elementos del vector  $\lambda(X)$  se asignan de la siguiente manera:

$$\lambda(x_i) = \begin{cases} 0 & \text{si } x_i \neq x^0 \\ 1 & \text{si } x_i = x^0 \end{cases}$$

Segundo, para el caso donde  $X$  no tiene valor, tenemos  $e_X^- = \bigcup_{i=1}^m e_{y_i}^-$ . Al utilizar (A1),  $\lambda(X)$  se expande como:

$$\lambda(X) = P(e_X^- | X) \quad (A6)$$

$$= P(e_{y_1}^-, e_{y_2}^-, \dots, e_{y_m}^- | X) \quad (A7)$$

$$= P(e_{y_1}^-|X)P(e_{y_2}^-|X) \dots P(e_{y_m}^-|X) \quad (\text{A8})$$

$$= \lambda_{y_1}(X)\lambda_{y_2}(X) \dots \lambda_{y_m}(X) \quad (\text{A9})$$

usando el hecho de que  $e_{y_1}^-, e_{y_2}^-, \dots, e_{y_m}^-$  son condicionalmente independientes, y definiendo lo siguiente:

$$\lambda_{y_i}(X) = P(e_{y_i}^-|X)$$

entonces, se tiene que para cada  $\lambda_{y_i}(X)$  el cálculo se realiza de la siguiente manera:

$$\lambda_{y_i}(X) = P(e_{y_i}^-|X) \quad (\text{A10})$$

$$= \sum_{y_i} P(e_{y_i}^-, y_i|X) \quad (\text{A11})$$

$$= \sum_{y_i} P(e_{y_i}^-|y_i, X) P(y_i|X) \quad (\text{A12})$$

$$= \sum_{y_i} P(e_{y_i}^-|y_i) P(y_i|X) \quad (\text{A13})$$

$$= \sum_{y_i} \lambda_{y_i} P(y_i|X) \quad (\text{A14})$$

Por último, la expresión final muestra que para calcular el valor de  $\lambda(X)$ , únicamente se requieren las  $\lambda$ 's y las probabilidades condicionales de todos los hijos de  $X$ . En forma compacta, el vector  $\lambda(X)$  se calcula, como:

$$\lambda(X) = \prod_{c \in \text{children}(X)} \sum_{v \in c} \lambda(v) P(v|X) \quad (\text{A15})$$

Para el cálculo de  $\pi(X)$  se utiliza el padre  $Y$  de las  $X$ 's. En efecto, usando (A2):

$$\pi(X) = P(X|e_X^+) \quad (\text{A16})$$

$$= \sum_{y_i} P(X, y_i|e_X^+) \quad (\text{A17})$$

$$= \sum_{y_i} P(X|y_i, e_X^+) P(y_i|e_X^+) \quad (\text{A18})$$

$$= \sum_{y_i} P(X|y_i) P(y_i|e_X^+) \quad (\text{A19})$$

$$= \sum_{y_i} P(X|y_i, e_{x_i}^+) \pi(y_i) \quad (\text{A20})$$

Lo anterior muestra que para calcular  $\pi(X)$ , se requieren las  $\pi$ 's de los padres  $X$ , así como sus probabilidades condicionales.

No obstante, se pueden presentar problemas con el método de inferencia de Pearl's debido a los ciclos que se generan cuando se elimina la direccionalidad (Pearl, 1988; cap. 44). Por tanto, el algoritmo *junction tree* de Cowell (1999) ha resultado más útil y práctico. Primero convierte a la gráfica dirigida en un árbol cuyos nodos son cerrados; para proceder luego a propagar los valores de  $\lambda$  y  $\pi$ , a través del árbol. El proceso es el siguiente:

1. "Moralizar" la red bayesiana, esto significa: relacionar por pares a los padres de cada nodo.
2. "Triangular" la gráfica anterior.
3. Identificar los nodos máximos y completos para construir el árbol, el cual se convertirá en el *junction tree*.
4. Propagar los valores de  $\lambda$  y  $\pi$  a través del árbol para generar la inferencia, o probabilidades *a posteriori*.

### Referencias

- Aquaro, V., Bardoscia, M., Bellotti, R., Consiglio, A., De Carlo, F. and Ferri, G. (2009). "A Bayesian Networks Approach to Operational Risk". Disponible en: <https://www.researchgate.net/home.Home.html?ref=home>
- Alexander, C. (2002). "Operational Risk Measurement: Advanced Approaches". ISMA Centre, University of Reading, UK. Disponible en: <http://www.globalriskguard.com/virtual-library/operational-risk/>
- Altman, E. I. (1968). "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy". *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609.
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J. and Heath, D. (1998). "Coherent Measures of Risk". *Mathematical Finance*, 9(3), 203-228.
- Basilea II (2001a). "Consultative document. Operational Risk". Disponible en: <http://www.bis.org/publ/bcbsca03.pdf>
- \_\_\_\_\_ (2001b). "Working Paper on the Regulatory Treatment of Operational Risk". Disponible en: [http://www.bis.org/publ/bcbs\\_wp8.pdf](http://www.bis.org/publ/bcbs_wp8.pdf)
- Basilea III (2010) "Marco internacional para la medición, normalización y seguimiento del riesgo de liquidez". Disponible en: [http://www.bis.org/publ/bcbs188\\_es.pdf](http://www.bis.org/publ/bcbs188_es.pdf)

- Cowell, R. (1999). Introduction to inference for bayesian networks. En Jordan, M.I. (Ed), *Learning in graphical models* (9-26). Cambridge, MA, USA: MIT Press.
- Degen, M., Embrechts, P. and Lambrigger, D. (2007). "The Quantitative Modeling of Operational Risk: Between g-and-h and EVT". *ASTIN Bulletin*, 37(2), 265-291.
- Embrechts, P., Furrer, H. and Kaufmann, O. (2003). "Quantifying Regulatory Capital for Operational Risk". *Derivatives Use, Trading and Regulation*, 9(3), 217-233.
- Ferguson, T. S. (1973). "A Bayesian Analysis of Some Nonparametric Problems". *Annals of Statistics*, 2(4), 615-629.
- Guo, H. and Hsu, W. (2002). "A Survey of Algorithms for Real-Time Bayesian Network Inference". *Joint Workshop on Real Time Decision Support and Diagnosis Systems*, Edmonton, Alberta Canada.
- Heinrich, G. (2006). "Riesgo Operacional, Sistemas de Pago y Aplicación de Basilea II en América Latina: evolución más reciente." *Boletín del CEMLA*.
- Jensen, F. V. (1996). *An Introduction to Bayesian Networks*. First edition, Springer.
- King, J. L. (2001). *Operational Risk: Measurement and Modeling*. West Sussex, England: John Wiley and Sons.
- Kartik, A. and Reimer, K. (2007). "Phase transitions in operational risk". *PHYSICAL REVIEW E* 75, 016111.
- Leippold, M. (2003). "The Quantification of Operational Risk". *Social Science Research Network*.
- Marcelo, C. (2004). *Operational Risk Modelling and Analysis*. Risk Books.
- Moscadelli, M. (2004). "The Modelling of Operational Risk: Experience with the Analysis of the Data Collected by the Basel Committee." Italy: *Bank of Italy*.
- Neil, M., Marquez, D. and Fenton, N. (2004). "Bayesian Networks to Model Expected and Unexpected Operational Losses". *Risk analysis*, 25(4).
- Panjer, H. (2006). *Operational Risk Modeling Analytics*. First edition, Wiley-Interscience.
- Pearl, J. (2000). *Causality, Models, Reasoning, and Inference*. Cambridge University Press.

- Reimer, K. and Neu, P. (2002). "Adequate Capital and Stress Testing for Operational Risks". *Physical Review E* 75.
- \_\_\_\_\_ (2003) "Functional Correlation Approach to Operational Risk in Banking Organizations". *Physica A*, 322, 650–666.
- Svetlozar T., J. Hsu, S. Biliana and F. Fabossi (2008). *Bayesian Methods in Finance*. The Frank J. Fabozzi Series, Wiley Finance.
- Supatgiat, C., Kenyon, C. and Heusler, L. (2006). "Cause-to-Effect Operational Risk Quantification and Management". *Risk Management* 8(1), 16-42.
- Venegas-Martínez, F. (2006). *Riesgos financieros y económicos (productos derivados y decisiones económicas bajo incertidumbre)*. 1a. ed., México: International Thomson Editors.
- Zellner, A. (1971). *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. New York: Wiley.

## **Determinantes económicos del nivel de empleo. Alguna evidencia para Argentina**

Luis N. Lanteri\*

Fecha de recepción: 25/VI/2012

Fecha de aceptación: 09/I/2013

### **Resumen**

Durante los años noventa, algunos países en desarrollo emprendieron reformas en el mercado de trabajo y abrieron sus economías al resto del mundo, medidas que no se tradujeron, como se esperaba, en mejoras sustanciales para los niveles de empleo e ingresos en esas economías. Argentina, en cambio, adoptó en años recientes una política tendiente a proteger el mercado doméstico, lo cual permitió aumentar considerablemente el nivel de empleo. En este trabajo, se analiza el mercado de trabajo argentino a partir de una ecuación de demanda laboral y de modelos VEC (modelo de corrección de equilibrio vectorial), de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), para el período 1994:3-2011:2.

**Clasificación JEL:** J08, J23, E24, F16.

**Palabras Claves:** demanda laboral, medidas de ajuste estructural, liberalización del comercio internacional, modelos VEC.

### **Abstract**

During the nineties, some developing countries undertook reforms in the labor market and opened their economies to the world, measures that are not translated, as expected, in substantial improvements in employment levels and incomes in these economies. Argentina, however, adopted in recent years a policy aimed to protect the domestic market which allowed to increase the level of employment significantly. In this paper, we analyze the Argentine labor market, from a labor demand equation and VEC models

---

\* Economista, ha sido asesor del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y *Japan Cooperation Agency*. Dirección: Buenos Aires, Argentina.

Correo electrónico: lnlanteri@yahoo.com.ar.

Las opiniones vertidas y los errores u omisiones del trabajo corresponden solamente al autor.

(Vector Equilibrium Correction Model), according to Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) approach, covering the period 1994:3-2011:2.

**JEL Classification:** J08, J23, E24, F16.

**Keywords:** labor demand, structural adjustment measures, international trade liberalization, VEC models.

### **Introducción**

En la Argentina, la situación del mercado laboral (ocupación e ingresos) representa uno de los temas de mayor preocupación para los hacedores de política. Luego de un período, en los noventa, dominado por los programas de ajuste estructural y de apertura de la economía, se ha pasado a otra etapa de mayor autonomía, donde el fortalecimiento del mercado doméstico constituye uno de los ejes centrales del modelo económico.

Durante los años noventa, algunos países en desarrollo emprendieron reformas en el mercado de trabajo y estimularon, a su vez, la liberalización del comercio internacional. Se argumentaba que estas políticas contribuirían a incrementar los niveles de ocupación, dado que se basaban en las ventajas comparativas de cada país y ponían énfasis en la producción de los sectores más intensivos en mano de obra.

Desde una postura ortodoxa, el impacto positivo de la liberalización del comercio sobre el empleo podría verse afectado por algunas distorsiones del mercado laboral (por ejemplo, la legislación sobre salarios mínimos), ya que estas constituyen un obstáculo para el ajuste inicial descendente en los salarios reales, durante el período de reasignación intra sectorial del capital (Edwards, 1988; Cox-Edwards y Edwards, 1994). La existencia de regulaciones, al hacer menos flexible el mercado de trabajo, incrementaría artificialmente los costos de este factor. A su vez, se argumenta que, en economías con baja inflación, la renuencia de los trabajadores a sufrir reducciones en los salarios nominales podría generar mayores y más persistentes tasas de desempleo, si las empresas se vieran forzadas a realizar despidos con el propósito de reducir costos y mantener la competitividad (Katay, 2011).

Sin embargo, luego de más de dos décadas de haber promovido medidas ortodoxas, últimamente se está poniendo en duda la efectividad de estos programas (Rodrik, 2006). Estas políticas no se han traducido, como se esperaba, en mejoras sustanciales en los niveles de empleo e ingresos en esas economías (Aydiner-Avsar y Onaran, 2010). En contraste, en varios países en desarrollo, los programas de apertura y de flexibilización laboral han

estado acompañados de una reducción o, en el mejor de los casos, de un estancamiento en los niveles de ocupación (Van der Hoeven y Saget, 2004; Pollin, Burns y Heintz, 2004; Onaran, 2007).<sup>1</sup>

La situación actual de la economía Argentina resulta bastante diferente. Después de una década, de haber impulsado un esquema de apertura externa y de procurar flexibilizar el mercado de trabajo, se trata ahora de fortalecer la demanda doméstica y el nivel de empleo a partir de algunas políticas que intentan atenuar, aunque sea parcialmente, las medidas impulsadas en los años noventa.

En este artículo, se analiza el mercado de trabajo argentino, a partir de una ecuación de demanda laboral. En particular, se investigan los principales determinantes del nivel de empleo, la relación entre empleo y salarios reales y la elasticidad empleo-producto de largo plazo. Para lo cual, se utilizan modelos VEC (Modelo de Corrección de Equilibrio Vectorial), de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), y datos trimestrales de este país, que abarcan el período 1994:3-2011:2.

La metodología de los modelos VEC permite establecer los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables, en particular para las series de empleo, salarios reales y producto doméstico; así como, las relaciones entre el empleo y los precios externos y el grado de apertura, respectivamente.

Se espera encontrar una asociación positiva entre el empleo y el producto doméstico y entre el empleo y los términos del intercambio -y posiblemente negativa entre el empleo y los salarios reales-, aunque la relación entre el empleo y la apertura al comercio exterior resulta más difícil de precisar *a priori*: sería negativa si los bienes importados fueran sustitutos de los de producción nacional. En este sentido, se controlan las relaciones de largo plazo entre empleo y salarios, por el producto y por variables que miden los precios externos y el grado de apertura de la economía, como suele encontrarse en la literatura.

---

<sup>1</sup> En el caso particular de Turquía, que siguió durante más de dos décadas una estrategia de crecimiento orientada hacia las exportaciones y un programa de ajuste estructural ortodoxo, como los recomendados por el FMI y el Banco Mundial, basado en la apertura al comercio internacional y en reformas al mercado laboral, el empleo creció solamente un 13% entre 1990 y 2010 (menos del 1% por año, de acuerdo con datos del FMI). Este esquema estuvo acompañado también por una caída en la participación de los salarios en el ingreso agregado, a efecto de incrementar la competitividad internacional de las exportaciones (véase, por ejemplo, Onaran y Stockhammer, 2005). No obstante, ello no implica que otras economías en desarrollo, incluso Latinoamericanas (como el caso de la experiencia de Chile), no hayan aplicado políticas de este tipo con mejores resultados, en términos de ingresos y creación de empleos.

El resto del artículo se desarrolla como sigue. En la sección uno, se realiza una revisión de la literatura y se consideran las fuentes de los datos empleados en el trabajo; mientras que en la dos, se analiza el contexto macroeconómico, el nivel de empleo en las últimas dos décadas y las variables que lo explican; en la tres, se describen las series utilizadas y la metodología de VEC, y en la cuatro, se presentan los resultados encontrados en las estimaciones. Por último, en la sección cinco se comentan las principales conclusiones del trabajo.

## **1. Antecedentes en la literatura y datos empleados**

### *1.1. Algunos antecedentes en la literatura*

En las últimas dos décadas, se han publicado varios trabajos relacionados con los determinantes del empleo y las reformas sugeridas por algunos programas estructurales para el mercado laboral.

Dejando de lado la segunda línea de trabajos, de los cuales se han mencionado algunos artículos en la introducción (Edwards, 1988; Cox-Edwards y Edwards, 1994; Van der Hoeven y Saget, 2004; Pollin, Burns y Heintz, 2004; Onaran, 2007; Aydiner-Avsar y Onaran, 2010; Katay, 2011), varios autores realizan estimaciones de demanda laboral.

Webster (2003) plantea una ecuación de demanda agregada y una ecuación de producción agregada y obtiene una expresión final, donde se determina el nivel de empleo en función del salario real, entre otras variables, como el capital y el costo real del capital.

La relación entre demanda laboral y los salarios reales también ha sido analizada por Lewis y Mac Donald (2002) y Bernie y Downes (1999), para Australia; por Hamermesh (1993), para los Estados Unidos y otras economías. En estos casos, se encuentran coeficientes negativos para los salarios reales y valores de elasticidad empleo-salarios reales que se ubican entre  $-0.15$  y  $-1.50$ , aunque algunas de las estimaciones no son controladas por el producto, o nivel de actividad de la economía (una reseña de varios trabajos que estiman elasticidades empleo-salarios puede encontrarse en Webster, 2003; véase también el trabajo de Dixon, Freebairn y Lim, 2005, quienes obtienen coeficientes negativos para los salarios reales en una ecuación de empleo para Australia).

En lo referente al caso argentino, Beccaria, Esquivel y Mauricio (2005), estiman elasticidades empleo-producto, a partir de datos de la Encuesta Permanente de Hogares, y encuentran valores que se ubican entre  $0.48$  y

0.75 para algunos períodos de los años noventa y la década posterior a la crisis de 2001, respectivamente.

### *1.2. Datos utilizados en el trabajo*

En esta investigación se han utilizado los datos estimados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), excepto las series del tipo de cambio multilateral y de salarios nominales, que provienen del Banco Central y de las ex Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP), respectivamente.

Desde 2007, han surgido algunos cuestionamientos respecto de la estimación del índice de precios al consumidor, para la Ciudad de Buenos Aires, elaborado por el INDEC. Debido a ello, también se han cuestionado las estimaciones de las cuentas nacionales, principalmente los datos de la oferta y demanda agregada. Sin embargo, en este trabajo es necesario emplear algunos de ellos, básicamente, los de las cuentas nacionales, ya que no existen fuentes alternativas que los sustituyan. Solamente podrá determinarse su verdadera confiabilidad cuando en el futuro sean revisadas estas estadísticas.

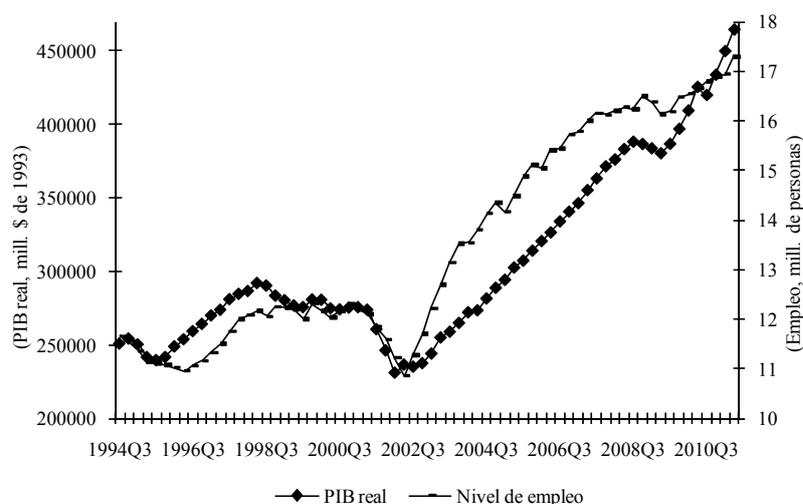
Parte de las series empleadas: Producto Interno Bruto (PIB) real, PIB real manufacturero, términos del intercambio internos y relación exportaciones/PIB, fueron corregidas por estacionalidad a través del programa X12-ARIMA (véase en el anexo la descripción detallada de las series utilizadas).

## **2. El contexto macroeconómico y el nivel de empleo en las últimas dos décadas.**

Durante los años noventa, la Argentina aplicó el denominado “Plan de convertibilidad”, con el que estableció un tipo de cambio nominal fijo frente al dólar estadounidense. La reducción de la inflación lograda en dicho período, la introducción de algunas reformas estructurales y el aumento de la inversión, particularmente en infraestructura, permitieron alcanzar elevadas tasas de crecimiento durante los primeros años de dicha década, las que estuvieron acompañadas por mayores niveles de empleo. Sin embargo, debido a la concurrencia de varios factores, tales como la apreciación del tipo de cambio real, la caída en los precios internacionales de las materias primas exportables (principalmente granos) y la acumulación de deuda externa como consecuencia de los déficit en cuenta corriente, la economía entró en un período recesivo en 1998, que afectó negativamente al mercado de trabajo. La duración de esta fase recesiva, y su agudización hacia el final

de la convertibilidad, en diciembre de 2001, estuvo ligada a las dificultades que ya existían para sostener dicho programa (Beccaria, Esquivel y Mauricio, 2005).

Gráfica 1  
**PIB real y nivel de empleo en la economía**



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC.

El abandono de la convertibilidad llevó a un incremento del tipo de cambio nominal y a una profundización, durante los primeros meses, de la caída en la producción agregada y en la ocupación. La gráfica 1 muestra la evolución del PIB real, eje izquierdo y del nivel de empleo, eje derecho.<sup>2</sup> Sin embargo, hacia el final de 2002, la economía volvió a crecer, ayudada por la mejora en los precios internacionales de las materias primas, la recuperación de Brasil, las expectativas generadas por el superávit fiscal, la mayor competitividad de las exportaciones, el bajo uso de la capacidad instalada en la industria, la conversión a pesos de algunas deudas en moneda extranjera (dólares estadounidenses) y el alivio que significaba el no pago de los servicios de parte de la deuda externa debido a la declaración de *default*.<sup>3</sup> Desde ese año, se observó también un incremento en la creación de empleos, que solo fue

<sup>2</sup> Uno de los sectores con mayores pérdidas de empleo habría sido el de la industria manufacturera (McMillan y Rodrik, 2011).

<sup>3</sup> El *default* se declaró al final de 2001 y la situación con los acreedores externos privados se regularizó recién después de la reestructuración de la deuda en 2005 (hubo un segundo canje de deuda en 2010 y persiste todavía un pequeño porcentaje de acreedores que no participaron en ninguno de los dos canjes).

interrumpido por la crisis internacional de 2007-2008 (Vasconcelos, 2010 y 2011).

Ambos períodos, el de la convertibilidad y el posterior a la crisis de 2001, se caracterizaron por diferentes políticas macroeconómicas. Mientras que en los noventa se trató de: desregular el mercado laboral, liberalizar las importaciones, actualizar los precios de los servicios públicos y tener una mayor apertura de la cuenta capital; en la etapa post convertibilidad, se aplicaron medidas adicionales de política comercial externa, básicamente impuestos a los exportables, aranceles a los importables y restricciones cuantitativas sobre ambos aspectos del comercio exterior; se retrasaron los ajustes de tarifas en los servicios públicos y se introdujeron diversas medidas relacionadas con el mercado laboral, con un sesgo en favor de los trabajadores, principalmente del sector formal (Panigo y Neffa, 2009).

Los últimos años estuvieron acompañados también por medidas de estímulo al mercado doméstico (impulso del consumo), políticas fiscales expansivas y monetarias laxas, incremento de la inversión en construcción (demandante de mano de obra), menor inversión externa directa en el país respecto de los noventa, y otorgamiento de subsidios a empresas y consumidores.<sup>4</sup> Estos últimos fueron otorgados particularmente para el transporte y a las principales tarifas de los servicios públicos, lo que contribuiría a mejorar el poder de compra de consumidores y asalariados.

A pesar de la mayor inflación, algunas de esas medidas tuvieron consecuencias favorables para la creación de empleos (donde un porcentaje importante corresponde al sector público) y la recuperación de los salarios reales (estimado con el deflactor del PIB). En el período posterior a la caída de la convertibilidad, los salarios reales se ubicaron, en promedio, por arriba de los vigentes en los años noventa<sup>5</sup> (gráfica 2). En esta gráfica, se indican los cambios en los salarios reales entre la década de 1990 y el período posterior a la crisis externa de 2001, así como, la razón entre los salarios y los precios de la maquinaria y equipo. Se observa un aumento promedio en

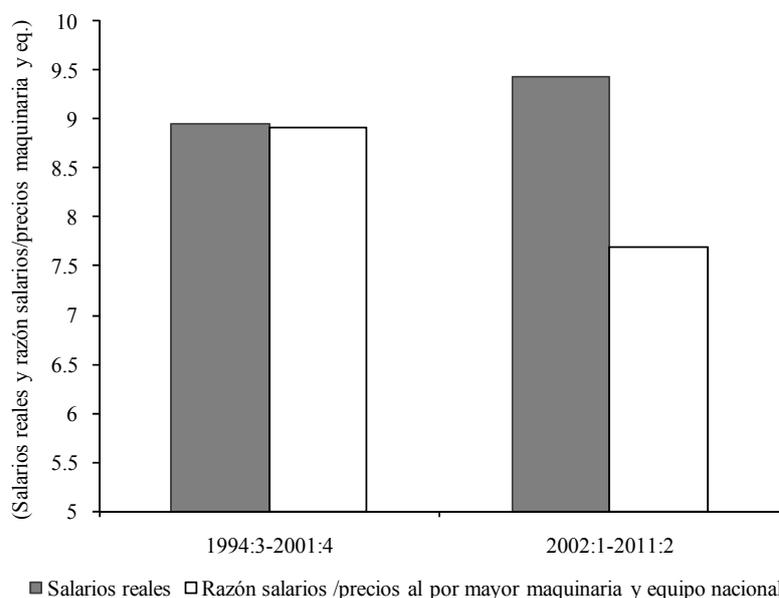
---

<sup>4</sup> No obstante, Amico (2007) destaca varias políticas de los años noventa que se habrían seguido aplicando con posterioridad a la convertibilidad. Entre los trabajos que analizan algunos rasgos de estos períodos pueden mencionarse, entre otros, los de Beccaria, Esquivel y Mauricio (2005), Bonvecci (2006), Cortés y Marshall (2003), Damill, Frenkel, y Mauricio (2002), Damill (2006), Damill y Frenkel (2009) y Katz (2005).

<sup>5</sup> Debido a la disponibilidad de información, los promedios corresponden a los períodos 1994:3-2001:4 y 2002:1-2011:2, respectivamente. Los salarios nominales disponibles, para el promedio de la economía, hacen referencia básicamente al mercado formal y no discriminan de acuerdo con las habilidades de los asalariados (ver anexo). Cabe agregar que, hacia el final de este segundo período, los salarios medidos en dólares estarían entre los más altos de las últimas décadas, lo que podría llevar a una caída en la competitividad internacional, en particular, en los sectores más intensivos en mano de obra.

los salarios reales y una caída promedio en la razón mencionada, sugiriendo un encarecimiento relativo de los precios de la maquinaria y equipo.<sup>6</sup>

Gráfica 2  
**Salarios reales y razón entre los salarios nominales y los precios internos al por mayor de maquinaria y equipo nacional**



■ Salarios reales □ Razón salarios /precios al por mayor maquinaria y equipo nacional  
Nota: valores promedio por período.  
Fuente: elaboración propia con datos del INDEC.

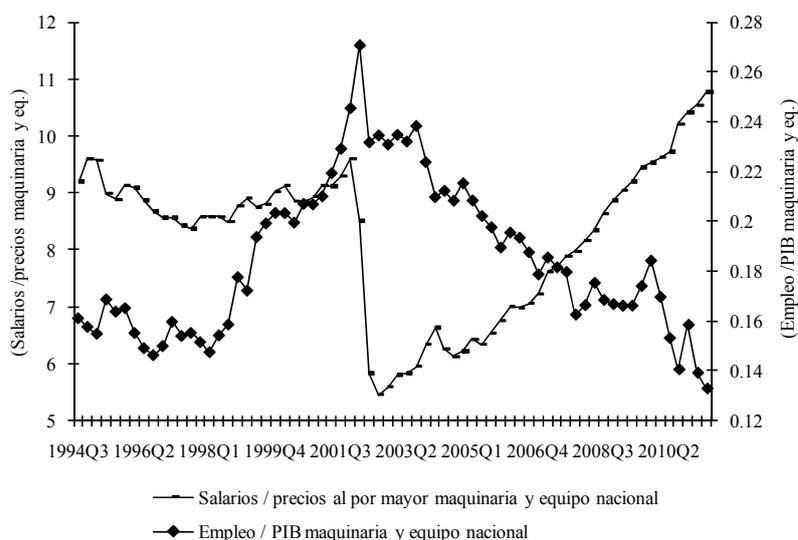
Las políticas aplicadas con posterioridad a la crisis externa de 2001 y las condiciones internacionales más favorables contribuyeron sin duda a incrementar los niveles de empleo y los salarios reales en la economía. Este modelo más autónomo (con mayor protección para los sectores que compiten con las importaciones) permitió expandir notablemente los niveles de actividad y reducir las tasas de desempleo, respecto de los años noventa.

<sup>6</sup> Para Canitrot (1975), los intentos de redistribución de ingresos vía aumentos de salarios, que se dieron en la Argentina en el pasado, terminaron fracasando, debido al incremento de la inflación o por la aplicación posterior de políticas de signo contrario. En condiciones cercanas al pleno empleo, y de no mediar intervención estatal, el incremento de los salarios terminaría probablemente trasladándose a los precios internos. El pensamiento keynesiano y neo keynesiano es el único que admite una modificación permanente de los salarios, en particular en economías cerradas, sin movilidad de capitales. Véanse también los trabajos clásicos de Braun y Joy (1968), Díaz Alejandro (1970), Mallon y Sourrouille (1975), y Carciofi (1988).

Si bien la razón entre los salarios nominales y los precios internos al por mayor de maquinaria y equipo nacional (gráfica 3, eje izquierdo), en promedio, se redujo entre la década de 1990 y el período post convertibilidad, no obstante, a partir de 2005 se observa un encarecimiento gradual de los salarios respecto de los precios de estos bienes de capital, que podrían ser considerados, en alguna medida, sustitutos de la mano de obra. Con posterioridad a la crisis de 2001, se aprecia también una caída del empleo en relación con el PIB de maquinaria y equipo nacional (eje derecho), lo que implica que la producción de estos bienes de capital habría crecido mucho más que el nivel de ocupación.

Gráfica 3

**Razón salarios /precios al por mayor de maquinaria y equipo nacional y razón empleo /PIB de maquinaria y equipo nacional (sin estacionalidad)**



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC.

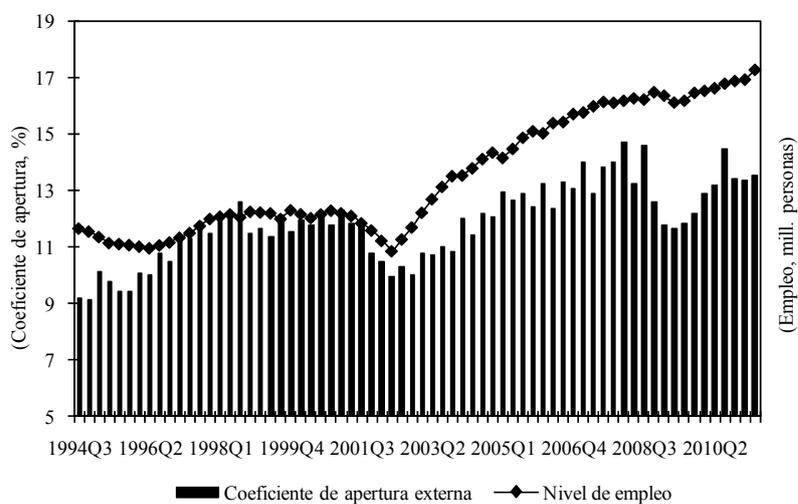
Por último, en el modelo de empleo, podría considerarse también el efecto del comercio internacional. Este factor afecta la eficiencia técnica, a partir del cambio tecnológico inducido por el comercio (Greenaway, Hine y Wright, 1999), y a raíz de los cambios en la intensidad de la mano de obra en la producción, en respuesta a las ventajas comparativas de cada país (Hine y Wright, 1997; Milner y Wright, 1998).

El efecto del comercio internacional en el empleo depende de la postura teórica considerada. De acuerdo con el teorema de Heckscher-Ohlin, la

teoría tradicional del comercio sugiere que, en una economía con abundancia de mano de obra no calificada (*unskilled-labor*), la liberalización del comercio incrementaría el empleo y, en particular, el del sector de exportables, debido a las ventajas comparativas de las firmas más intensivas en mano de obra; mientras que la ocupación de la mano de obra calificada, por ejemplo, la empleada en industrias que compiten con las importaciones, podría caer a pesar de la ganancia agregada de bienestar. De todas formas, si las importaciones no fueran sustitutas de los bienes producidos domésticamente, pero sí insumos complementarios de ellos, no debería observarse un efecto negativo, e incluso podría llegar a verificarse un incremento de ocupación en dichos sectores.

Asimismo, la competencia en el mercado internacional podría empujar a las firmas exportadoras a innovar, pero si este cambio tecnológico fuera ahorrador de mano de obra, entonces el efecto positivo en el empleo podría no ocurrir e incluso, resultar negativo. También las importaciones podrían impulsar el cambio tecnológico, a menos que generen una caída en la producción de las firmas que compiten con ellas.

Gráfica 4  
Coeficiente de apertura externa y empleo en la economía



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC.

En el caso argentino, se observa una elevada correlación positiva (cercana a 0.8) entre el coeficiente de apertura externa:  $\left[\frac{(X+M)}{2}\right]/\text{PIB} \times 100$  (gráfica 4, eje izquierdo), y el nivel de empleo en la economía (eje derecho), donde X y M son las exportaciones y las importaciones de bienes y servicios en

moneda constante, respectivamente. No obstante, la correlación con el empleo resulta más alta para la razón exportaciones/PIB, al considerar separadamente las exportaciones y las importaciones.<sup>7</sup>

Por su parte, Frenkel y Ros (2006) destacan el papel del tipo de cambio real en la determinación del nivel de empleo en América Latina, dado que actuaría a través de varios canales: el macroeconómico (competitividad de las exportaciones), el de la intensidad de la mano de obra (reasignación hacia técnicas intensivas en mano de obra) y el del desarrollo (rentabilidad del sector de transables).

### **3. Metodología y datos utilizados en las estimaciones**

Las estimaciones econométricas realizadas en este trabajo, destinadas a explicar el nivel de empleo, se basan en modelos VEC. Esta estrategia representa un avance metodológico respecto de los VAR sin restricciones, dado que permite estimar los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables. Las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo se corrigen gradualmente a través de una serie de ajustes parciales de corto plazo (las variables endógenas convergen en sus relaciones de cointegración).

El primer paso del análisis empírico consiste en identificar el orden de integración de las series utilizadas. Si las variables fueran integradas del mismo orden (usualmente I(1)), entonces la combinación lineal de ellas podría ser estacionaria. Luego, se realizan las pruebas de cointegración y de exogeneidad débil de los modelos estimados.

Para tal efecto, se utilizan en las estimaciones: series de tiempo de empleo, salarios reales (o relativos a los precios de los bienes de capital), producto doméstico, términos del intercambio, apertura externa de la economía, factores de demanda agregada (consumo público y privado) y tipo de cambio

---

<sup>7</sup> Cabe agregar que a pesar del sesgo anti comercio en la política comercial Argentina (reintroducción de los impuestos a las exportaciones y mayores restricciones cuantitativas), en el período posterior a la crisis de la convertibilidad, no se reduce el intercambio con el resto del mundo, por lo menos por el lado de las exportaciones. Dos factores podrían explicar este fenómeno. Por un lado, el agro -principal sector de exportables- experimentó un notable cambio tecnológico y una expansión de la frontera cultivable, en particular en la producción de granos, que permitieron incrementar los volúmenes exportados. Por otro, los precios internacionales de las materias primas se ubicaron por encima de la década anterior, compensando así la merma debida a la aplicación de los gravámenes a las exportaciones.

real multilateral, con datos trimestrales que abarcan el período 1994:3-2011:2, ver anexo.

Suponiendo  $k$  variables endógenas, con una raíz unitaria cada una, podrían existir hasta  $k-1$  relaciones de cointegración linealmente independientes. El modelo a estimar podría simbolizarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

En la ecuación (1),  $X_t$  indica un vector de  $k$  variables endógenas no estacionarias  $I(1)$ ,  $\Pi$  una matriz de coeficientes de largo plazo,  $\Gamma_i$  la matriz de coeficientes de corto plazo y  $\varepsilon_t$  un vector de innovaciones (normales e independientemente distribuidos). La matriz  $\Pi$  incluye a los vectores de cointegración. Para determinar el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración  $r$ ), la metodología de Johansen proporciona dos pruebas: la de traza y la de autovalor máximo.

Las pruebas de cointegración permiten estimar los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo entre las variables, al incluir modelos con variables integradas del mismo orden. De acuerdo con Engle y Granger (1987), la combinación de dos o más series de tiempo no estacionarias podría ser estacionaria. Si existiera tal combinación lineal podría inferirse que dichas series están cointegradas. La combinación lineal estacionaria se denomina término de corrección de equilibrio, o ecuación de cointegración, y se interpreta como la relación de equilibrio de largo plazo.

Dado que entre los objetivos del trabajo se encuentra la estimación de relaciones de largo plazo entre el empleo, los salarios reales (o relativos) y el producto, estas variables están incluidas en las estimaciones. También se incorporan los precios externos de exportación e importación (términos del intercambio), para determinar la influencia que han tenido sobre el empleo, así como algunas variables representativas del grado de apertura al exterior y de la competitividad internacional. De esta forma, se controlan las relaciones de largo plazo, entre empleo y salarios, por el producto y por variables que miden los precios externos y el grado de apertura de la economía, tal como es lo usual en la literatura.

#### 4. Resultado de las estimaciones

##### 4.1. Pruebas de raíz unitaria

En la tabla 1 se indican las pruebas de raíz unitaria, a través de los estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron, con cinco rezagos (la periodicidad más uno).<sup>8</sup> Las series están expresadas en logaritmo natural.

Tabla 1  
**Pruebas de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron. Período 1994:3-2011:2**

Series	Significati- tad de la constante	Significati- vidad de la tendencia	ADF	Phillips -Perron	Orden de integración
Empleo	Sí	Sí	-1.92	-2.34	1
PIB real total	No	No	1.61	2.12*	1
PIB real manufacturero	No	No	1.29	1.37	1
Salarios reales	No	No	0.90	0.82	1
Salarios /precios al por mayor maquinaria y equipo nacional	No	No	0.22	0.27	1
Términos del intercambio externos	Sí	Sí	-1.84	-2.53	1
Términos del intercambio internos	No	No	1.26	1.28	1
Coefficiente de apertura externa	Sí	No	-2.37	-2.35	1
Razón importaciones/PIB real	Sí	No	-1.85	-1.72	1
Razón exportaciones/PIB real	No	No	0.76	1.15	1
Consumo privado	No	No	1.31	1.70	1
Consumo público	No	No	1.15	3.29**	1
Tipo de cambio real multilateral	Sí	No	-1.20	-1.45	1

Nota: se utilizaron cinco rezagos (la periodicidad más uno) y variables en logaritmo. \* no se rechaza la  $H_0$  al 1%, \*\* se rechaza al 5% y al 1% (la prueba de Kwiatkowski-Phillips Schmidt-Shin, 1992, determina que la serie no es estacionaria).

Fuente: elaboración propia.

<sup>8</sup> En el trabajo se utilizan cinco rezagos en niveles, equivalente a la periodicidad más uno (dado que las estimaciones son trimestrales). Este criterio permite que los modelos estimados no presenten autocorrelación de residuos pero que a su vez sean parsimoniosos, en el sentido de no incluir un número excesivo de rezagos.

Los resultados de ambas pruebas determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, en los niveles de las variables al 5%, excepto en el PIB total que no se rechaza al 1% para la prueba de Phillips Perron. En el caso del consumo público, la prueba de Phillips-Perron rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria (al 5% y al 1%), pero la prueba adicional de KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992) determina que la variable no es estacionaria. Por tanto, se considera que las series consideradas serían integradas de orden uno  $I(1)$ . Las primeras diferencias serían estacionarias.

#### 4.2. Pruebas de cointegración

En principio, se estimaron varios modelos incluyendo a las variables que, presumiblemente y de acuerdo con la teoría económica y la literatura, podrían explicar el nivel de empleo. Los modelos seleccionados (tabla 2) son los que han respondido a las pruebas de cointegración, de exogeneidad débil y de significatividad de los coeficientes en las ecuaciones de cointegración (en la sección 4.3, se aclara esto con más detalle).

Estos tres modelos seleccionados incluyen las siguientes variables en logaritmo: 1) empleo, salarios/precios maquinaria y equipo, coeficiente de apertura y PIB real; 2) empleo, salarios reales, términos del intercambio internos, razón importaciones/PIB, PIB real manufacturero; 3) salarios reales, empleo, términos del intercambio externos, razón importaciones/PIB, PIB total.

En la tabla 2, se muestran los resultados de las pruebas realizadas para determinar la existencia de cointegración entre las variables en cada uno de los modelos seleccionados, así como el número de relaciones de cointegración. La primera columna indica el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula, mientras que las tres siguientes corresponden a la prueba estadística de traza, a los valores críticos al 5% y a la probabilidad respectiva (lo mismo para el estadístico de autovalor máximo). Los modelos emplean cinco rezagos en las variables y utilizan la opción de *default*, que excluye una tendencia determinística en la ecuación de cointegración (solo incorpora un intercepto).

El estadístico de traza prueba la hipótesis nula de  $r$  relaciones de cointegración contra la alternativa de  $k$  relaciones de cointegración, donde  $k$  indica el número de variables endógenas, para  $r = 0, 1, \dots, k-1$ ; mientras que el estadístico de autovalor máximo prueba la hipótesis nula de  $r$  relaciones

de cointegración contra,  $r+1$  como alternativa.<sup>9</sup> La metodología de Johansen consiste en estimar la matriz  $\Pi$  de un VAR sin restricciones, y probar si es posible rechazar las restricciones dentro del rango reducido de  $\Pi$ .

Asimismo, las estimaciones no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de orden  $h$ , de acuerdo con la prueba LM de autocorrelación serial (donde la hipótesis nula establece ausencia de correlación en los residuos).

Tabla 2  
**Pruebas de cointegración**

Relaciones de cointegración	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%	Prob.	Relaciones de cointegración	Estadístico de autovalor	Valor crítico al 5% máximo	Prob.
Modelo 1							
Ninguna *	50.0	47.9	0.03	Ninguna	23.3	27.6	0.16
A lo sumo una	26.7	29.8	0.11	A lo sumo una			
Modelo 2							
Ninguna *	84.4	69.8	0.00	Ninguna	32.6	33.9	0.07
A lo sumo una *	51.8	47.9	0.02	A lo sumo una	28.1	27.6	0.04
A lo sumo dos	23.7	29.8	0.21				
Modelo 3							
Ninguna *	75.5	69.8	0.02	Ninguna*	34.8	33.9	0.04
A lo sumo una	40.7	47.9	0.20	A lo sumo una	22.8	27.6	0.18

Nota: se utilizaron cinco rezagos en las variables (la periodicidad más uno). \*: indica rechazo de la  $H_0$  al 5%. MacKinnon-Haug-Michelis p-values. Prob. se refiere a la probabilidad.

Fuente: elaboración propia.

#### 4.3. Pruebas de exogeneidad débil y relaciones de largo plazo (ecuaciones de cointegración)

A partir de la estimación de los modelos VEC es posible obtener las ecuaciones de cointegración para cada uno de ellos. Dado que las variables están representadas en logaritmo, los respectivos parámetros expresan las

<sup>9</sup> El teorema de representación de Granger establece que si la matriz de coeficientes  $\Pi$  presentara un rango reducido  $r < k$ , podrían existir  $(k \times r)$  matrices  $\alpha$  y  $\beta$ , cada una con un rango  $r$ , tal que  $\Pi = \alpha \beta'$  y  $\beta' X_t$  sea  $I(0)$ , donde  $r$  representa el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración) y cada columna  $\beta$  indica el vector de cointegración (parámetros de largo plazo). Por su parte,  $\alpha$  indica el parámetro de ajuste o la velocidad de ajuste, de la  $i$ -ésima variable endógena hacia el equilibrio.

elasticidades del empleo -o de los salarios reales- en relación con las variables consideradas en las estimaciones: salarios reales y producto. Los modelos muestran las relaciones de largo plazo, cuando ya se habría alcanzado el estado estacionario y no existirían desequilibrios de corto plazo entre las variables consideradas.

Previo a la estimación de los coeficientes de cointegración, se realizan las pruebas de exogeneidad débil para determinar si el empleo, el producto o los salarios reales puede considerarse una variable débilmente exógena. A partir de estas pruebas, solo se seleccionan los modelos que se indican en la tabla 3. En los modelos 1 y 2, se plantea una ecuación de empleo y en el 3, una ecuación de salarios reales, dado que en este último caso el empleo (y el producto) resulta una variable débilmente exógena.

Tabla 3  
**Pruebas de exogeneidad débil en modelos VEC**

Modelo	Hipótesis nula: $X_t$ es una variable exógena débil, siendo $X_t$ :	Número de relaciones de cointegración (de ambas pruebas)	Log- likelihood restringido	Estadístico ("likelihood ratio")	Prob.
1	Empleo	Una	642.7	6.4	0.01*
	PIB real	Una	645.0	1.8	0.18
	Empleo	Una	642.7	6.4	0.01*
	Salarios/ precio maq. y eq.	Una	645.8	0.3	0.61
2	Empleo	Dos	763.2	8.3	0.02*
	PIB real manufacturero	Dos	764.4	5.8	0.05
	Empleo	Dos	763.2	8.3	0.02*
	Salario real	Dos	765.9	2.9	0.23
3	Empleo	Una	776.6	3.7	0.06
	Salario real	Una	776.3	4.1	0.04*
	PIB real	Una	778.3	0.1	0.71
	Salario real	Una	776.3	4.1	0.04*

Nota: el \* indica rechazo a la hipótesis nula, al 5%. Se ha dado importancia primordialmente a las pruebas de traza, para determinar el número de relaciones de cointegración a considerar, en las pruebas de exogeneidad. Prob. se refiere a la probabilidad.

Fuente: elaboración propia.

La existencia de exogeneidad débil entre las variables requiere que el parámetro, que mide el peso en la relación de cointegración de la ecuación

estimada (la velocidad de ajuste), sea igual a cero. En otros términos, la condición de exogeneidad débil implica que, al estimar  $Y_t$  con  $X_t$ , si la variable  $X_t$  fuera débilmente exógena para los parámetros de interés, no sería necesario estimar conjuntamente el modelo de  $X_t$  con  $Y_t$  para encontrar los parámetros buscados. Así, no sería necesario estimar las dos ecuaciones y solo bastaría la de la variable endógena ( $Y_t$ ).

Los tres modelos seleccionados y de los cuales se estiman las relaciones de cointegración (tabla 4) son los modelos cuyas variables están cointegradas y que respetan las condiciones de exogeneidad débil (el producto y los salarios deben ser débilmente exógenos en la ecuación de empleo, mientras que el empleo y el producto deben ser débilmente exógenos en la ecuación de salarios), el valor del coeficiente de la velocidad de ajuste  $\alpha$  debe ser negativo, significativo e inferior a la unidad y los signos y significatividad de los coeficientes correspondientes a las variables explicativas. En algunos de los modelos restantes, las pruebas de exogeneidad no son satisfactorias, mientras que en otros, donde estas pruebas permiten determinar la exogeneidad débil del empleo, o de los salarios reales, el coeficiente de la velocidad de ajuste no resulta significativo.

Como se muestra en la tabla 3, en los modelos uno y dos, el producto y los salarios reales serían variables débilmente exógenas (el empleo no lo sería), mientras que en el modelo 3, el producto y el empleo resultan variables débilmente exógenas; para los salarios reales se rechaza esta hipótesis.

Tabla 4  
**Relaciones de largo plazo en las ecuaciones de cointegración**

Modelo		Coeficientes de cointegración			$\alpha$	
1	Empleo =	-0.639*		-0.368*	+ 1.183*	-0.301
	salmaeq			XM/PIB	PIBtotal	(-4.2)***
		(-13.8)***		(-4.2)***	(19.0)***	
2	Empleo =	- 1.606*	+ 1.429*	- 0.654*	+ 2.158*	-0.036
	salreal		PixPim	M/PIB	PIBman	(-1.9)*
		(-4.6)***	(2.5)**	(-4.0)***	(5.9)***	
3	Salarios reales =	-0.839*	+ 0.321*	-0.043*	+ 1.187*	-0.407
	empleo		TIE	M/PIB	PIBtotal	(-1.9)*
		(-8.1)***	(2.5)**	(-0.7)	(8.1)***	

Nota: estadístico-t entre paréntesis, \*\*\* significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10%. Salreal: salario real, salmaeq: razón salarios/precios maquinaria y equipo nacional, PixPim: términos del intercambio internos, TIE: términos del intercambio externos, M/PIB: razón importaciones PIB real, XM/PIB: coeficiente de apertura, PIBman: PIB manufacturero, PIB total: PIB real total;  $\alpha$ : coeficiente de velocidad de ajuste. En el modelo 2, se indica el resultado de la primera ecuación de cointegración. Fuente: elaboración propia.

Las relaciones de largo plazo muestran que las elasticidades empleo-salario real (o salarios /precios maquinaria y equipo nacional) resultan, en valor absoluto, inferiores a las elasticidades empleo-producto (tabla 4). Los parámetros presentan, por lo general, los signos esperados *a priori* (positivo para el producto y los términos del intercambio); mientras que en el caso del comercio exterior, se obtienen coeficientes negativos, lo cual indica que una mayor apertura externa afectaría negativamente al nivel de empleo.<sup>10</sup> A su vez, la relación entre el empleo y los salarios es negativa.

Mientras que los valores encontrados para las elasticidades empleo-salarios son similares a los mencionados en la literatura (ver sección uno del trabajo), los de empleo-producto son algo mayores que los obtenidos por Beccaria, Esquivel y Mauricio (2005), al utilizar datos para Argentina. El resto de los coeficientes (apertura y términos del intercambio) muestran los signos que podrían esperarse de acuerdo con la teoría (positivo, por ejemplo, para los términos del intercambio y negativo para la apertura externa si hubiera sustitución con la producción doméstica).

Por su parte, en el modelo 3 se plantea una ecuación de salarios reales, dado que, en este caso, el empleo resulta una variable débilmente exógena. Sin embargo, en este modelo, el coeficiente de empleo arroja signo negativo, de forma que una caída en el empleo se correlacionaría con un incremento en los salarios reales y viceversa. *A priori*, podría pensarse que, si el empleo estuviera impulsado por factores de demanda agregada y se negociaran los salarios de acuerdo con las condiciones de empleo reinantes en la economía (negociaciones paritarias), los salarios podrían mejorar a partir de condiciones de empleo más favorables (el parámetro de empleo debería mostrar así un signo positivo). Sin embargo, pueden hacerse al respecto dos comentarios. En primer lugar, durante la década de los noventa, no funcionaron las negociaciones colectivas (paritarias), entre los sectores patronales y sindicatos, a fin de determinar los niveles de salarios por rama de actividad. Asimismo, existe un importante sector informal de asalariados, cuyas remuneraciones no surgen directamente de las negociaciones paritarias.

Los salarios reales también estarían positivamente correlacionados con los términos del intercambio y con el producto interno. Debe notarse, sin embargo, que la relación negativa entre empleo y salarios se observa principalmente al controlar por el PIB real en los modelos estimados; en un modelo que incluya solamente al empleo y los salarios reales, podría

---

<sup>10</sup> La inclusión de la razón exportaciones/PIB real no presenta buenos resultados en las estimaciones (en particular, se observan problemas con el coeficiente de la velocidad de ajuste).

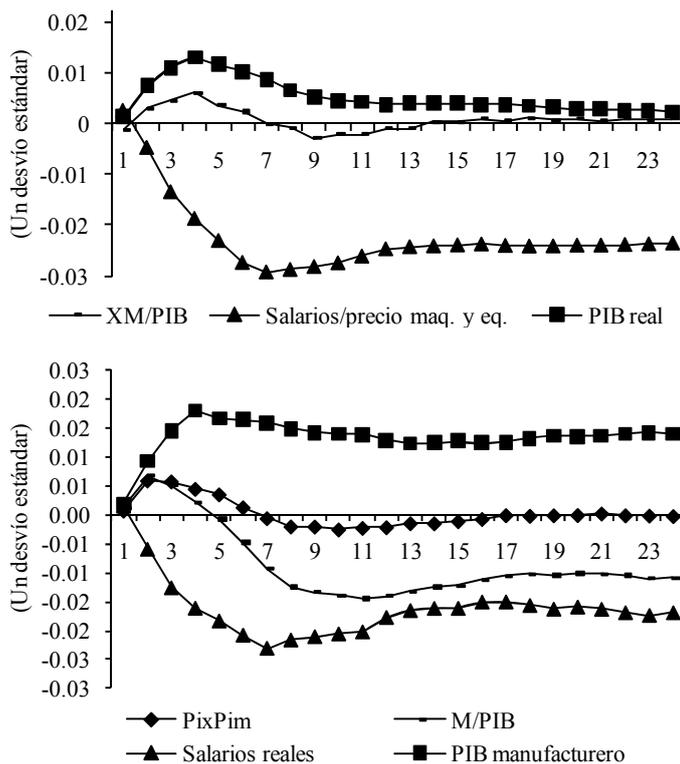
encontrarse una correlación positiva, aunque las variables no estarían cointegradas.

En todos los casos, el coeficiente de la velocidad de ajuste ( $\alpha$ ) resulta estadísticamente significativo, negativo, e inferior a la unidad, indicando que no habría un proceso explosivo.

4.4. *Funciones de impulso-respuesta*

Los modelos VEC permiten estimar las funciones de respuesta del empleo, es decir, el comportamiento de dicha variable frente a los choques en las restantes variables del modelo.

Gráfica 5  
**Funciones de impulso-respuesta del nivel de empleo frente a diferentes choques\***



Nota: \* modelos 1 y 2. Una desviación estándar.  
 Fuente: elaboración propia.

En las estimaciones se emplea la opción de impulsos generalizados planteada por Pesaran y Shin (1998), para la estimación de las funciones de impulso-respuesta. Esta opción establece un conjunto ortogonal de innovaciones que no dependen del orden impuesto a las variables en el VEC (los resultados serían invariantes respecto al ordenamiento de las variables).

En el gráfica 5, se muestran las funciones de impulso-respuesta del nivel de empleo frente a diferentes choques (modelos 1 y 2, respectivamente). Se observa cómo, los choques en los términos del intercambio internos (PixPim) generan un efecto positivo transitorio en el empleo, y los choques en el PIB total (o manufacturero), un efecto positivo permanente. A su vez, los choques correspondientes a la razón importaciones/PIB, o al coeficiente de apertura externa, presentan un efecto positivo transitorio que luego se torna negativo, y las innovaciones en los salarios reales impactan negativa y permanentemente en el empleo, salvo durante el primer período.

Se observa entonces una respuesta positiva permanente del empleo frente a los choques en el producto; y negativa, frente a los choques en el salario real, o en la razón entre los salarios y los precios de los bienes de capital, con excepción, en este último caso, del primer período donde la respuesta suele ser positiva.

#### *4.5. Análisis de descomposición de la varianza*

En la tabla 5, se muestran los porcentajes de la varianza (importancia relativa de cada innovación aleatoria en las fluctuaciones de las variables) del nivel de empleo y de los salarios reales, respectivamente, explicados por los diferentes choques, para los modelos estimados.

En los primeros dos modelos, la varianza del nivel de empleo resulta explicada, después de veinticuatro trimestres, principalmente por los salarios y por el producto, al margen del propio choque. Por su parte, los salarios reales son explicados en el largo plazo por el producto y por la razón importaciones/PIB.

Tabla 5  
Análisis de descomposición de la varianza del nivel de empleo (modelos 1 y 2) y de los salarios reales (modelo tres)

Varianza del nivel de <i>empleo</i> (modelo 1)					
Período	XM/PIB	Salario /precio maq. y eq.	PIB real	Empleo	
1	1.8	7.1	9.2	81.9	
24	0.7	88.9	4.6	5.8	
Varianza del nivel de <i>empleo</i> (modelo 2)					
Período	PixPim	M/PIB	Salario real	PIB manufacturero	Empleo
1	0.5	0.9	2.8	6.0	89.8
24	0.8	21.8	46.9	25.8	4.7
Varianza de los <i>salarios reales</i> (modelo 3)					
Período	TIE	M/PIB	Empleo	PIB real	Salario real
1	2.2	0.6	0.0	27.8	69.5
24	6.4	14.5	5.2	55.0	18.9

Nota: las cifras están en porcentajes. PixPim: términos del intercambio internos. TIE: términos del intercambio externos, M/PIB: razón importaciones PIB real, XM/PIB: coeficiente de apertura externa. Descomposición de Cholesky según el ordenamiento indicado.

Fuente: elaboración propia.

Debe destacarse que estos porcentajes se determinan por *default*, a partir de la descomposición de Cholesky y, por tanto, los resultados se ven influidos por el ordenamiento de las variables impuesto en los respectivos modelos (v. tabla 5). No obstante, algunas pruebas de robustez confirman por lo general estos resultados. Para comprobar la robustez se alteró el ordenamiento de las variables, colocando al empleo en primer lugar en los modelos 1 y 2, y al salario real en primer lugar en el modelo 3. Con este nuevo ordenamiento, el salario sigue siendo el factor más importante para explicar el empleo en los modelos 1 y 2 y el PIB real para explicar a los salarios reales en el 3, mientras que los porcentajes asignados al choque propio se mantienen aproximadamente igual con respecto a los encontrados en las estimaciones originales, que se muestran en la tabla 5, salvo en el modelo 3 donde disminuye.

### Conclusiones

En esta investigación, se analizaron los determinantes del nivel de empleo en el mercado laboral argentino, a partir de modelos VEC, de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). A tal efecto, se

incluyen en los modelos: series de tiempo de empleo, salarios reales (o relativos a los precios de los bienes de capital), producto doméstico, términos del intercambio, apertura externa de la economía, factores de demanda agregada (consumo público y privado) y tipo de cambio real multilateral, con datos trimestrales que abarcan el período 1994:3-2011:2.

A diferencia de algunas economías en desarrollo, que emprendieron políticas de ajuste estructural, principalmente dominadas por una mayor apertura externa y por reformas al mercado laboral, Argentina ha tratado en años recientes de seguir una política basada en el estímulo al mercado doméstico. Mientras que en varios de esos casos, las medidas ortodoxas fueron ineficaces para aumentar sustancialmente los niveles de ingresos y ocupación, la experiencia argentina muestra un crecimiento importante en el producto doméstico y en la creación de empleos en la economía, en particular en el período posterior a la crisis de la convertibilidad, que tuvo lugar al término del año 2001.

Los modelos seleccionados y de los cuales se estiman las relaciones de cointegración son los modelos cuyas variables están cointegradas y que respetan las condiciones de exogeneidad débil (el producto y los salarios deben ser débilmente exógenos en la ecuación de empleo, mientras que el empleo y el producto deben ser débilmente exógenos en la ecuación de salarios), el valor del coeficiente de la velocidad de ajuste  $\alpha$  debe ser negativo, significativo e inferior a la unidad y los signos y significatividad de los coeficientes de las variables explicativas.

Los resultados de las estimaciones reflejan la importancia de las variables domésticas, es decir, de los salarios reales y del producto (PIB total o manufacturero) para explicar el nivel de empleo en la economía. Las elasticidades empleo-producto son, por lo general, superiores en valor absoluto a las elasticidades empleo-salarios. Ello implica que el crecimiento del PIB real (total o manufacturero) tendría un mayor impacto sobre el empleo, que una reducción en los salarios reales o en los salarios relativos a los precios de los bienes de capital. Así, las políticas que den prioridad al crecimiento del producto podrían llegar a ser más efectivas para mejorar el empleo, que las que estimulen reducciones en las remuneraciones de los asalariados (como, por ejemplo, las medidas de flexibilización laboral, tendientes a eliminar la rigidez del mercado laboral, impulsadas en el país, en los años noventa).<sup>11</sup>

---

<sup>11</sup> Sin embargo, los choques en los salarios explican en el largo plazo un porcentaje mayor de la volatilidad del empleo, que las innovaciones en el PIB total o en el PIB manufacturero.

Una mayor apertura externa de la economía tampoco parecería generar un efecto positivo sobre el nivel de empleo. Las estimaciones muestran que las elasticidades empleo-apertura de largo plazo resultan negativas; mientras que en las funciones de impulso respuesta, los choques positivos en las importaciones impactan positivamente en el empleo solamente en el corto plazo; lo afectarían negativamente en el largo plazo.

Por su parte, el modelo que plantea una ecuación de salarios reales, muestra que existe una correlación inversa entre el nivel de empleo y las remuneraciones reales (una caída en el empleo determinaría un aumento en los salarios reales y viceversa), y que los salarios se correlacionan positivamente con el producto y con los términos del intercambio. De esta forma, no se observa una correlación positiva entre empleo y salarios reales. Para el promedio del período analizado, la asociación, entre empleo y salarios reales, es negativa, cuando se controlan estas variables por el producto y otros factores, como los términos del intercambio y la apertura de la economía. Las mejoras en el empleo podrían asociarse con aumentos en los salarios nominales, pero no necesariamente en los salarios reales. Como destaca Canitrot (1975): el incremento del salario real podría depender de la evolución de los precios agropecuarios, de las tarifas públicas y de otras variables como los alquileres.

En síntesis, los resultados encontrados en el trabajo muestran valores de elasticidades empleo-salarios reales que se ubican en el rango mencionado por varios artículos en la literatura (en particular para Australia y Estados Unidos), aunque las elasticidades empleo-producto son algo mayores que las encontradas por Beccaria, Esquivel y Mauricio (2005), para las últimas dos décadas. Por su parte, las demás variables consideradas en los modelos de empleo estarían en línea con lo que podría esperarse de acuerdo con la teoría económica: mientras que los términos del intercambio resultan positivamente correlacionados con el empleo, una mayor apertura por el lado de las importaciones podría afectar negativamente al empleo, dado que las importaciones -principalmente de productos de consumo final- actuarían como sustitutos de los bienes producidos domésticamente.

De esta forma, para incrementar el empleo, la economía debería crecer y estar acompañada por mejoras en los precios externos, en tanto que una mayor protección a las actividades que sustituyen importaciones podría tener un efecto favorable sobre la generación de empleos. Los resultados de las estimaciones encuentran también una relación inversa entre empleo y salarios reales cuando se controlan las estimaciones por el producto y otras variables explicativas.

No obstante, y tal como demuestran las experiencias de otros países en desarrollo, las políticas tendientes a promover elevadas y sostenidas tasas de crecimiento de la economía, y evitar a su vez el círculo vicioso de un escueto crecimiento, reducida creación de empleos y bajos salarios reales, podrían requerir la implementación de medidas adicionales en materia de comercio, promoción de exportaciones, tecnología y desarrollo industrial.

### **Anexo**

Series utilizadas en las estimaciones

- PIB manufacturero, PIB total, Consumo privado y público: corresponden a las series de oferta y demanda agregada en moneda constante (base 1993=100). INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos). Las series de PIB fueron corregidas por estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

- Nivel de empleo: Estimado a partir de la tasa de desempleo equivalente (tasa de desempleo más el 0.518 de la tasa de subempleo),<sup>12</sup> la tasa de actividad y la población total del país. INDEC.

- Salarios nominales: corresponde a las remuneraciones brutas promedio (con sueldo anual complementario devengado), proveniente de las ex Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP) hasta 2008:1. Desde esa fecha en adelante la serie se empalmó con el índice general de salarios del INDEC (base cuarto trimestre 2001=100).

- Precios de maquinaria y equipo: representa el índice de los precios internos al por mayor de maquinaria y equipo nacional. INDEC.

- PIB maquinaria y equipo nacional: PIB correspondiente a la inversión bruta interna fija; equipo durable; maquinaria y equipo nacional (base 1993 = 100). INDEC.

- Coeficiente de apertura externa: promedio de las exportaciones y de las importaciones respecto del PIB en moneda constante (base 1993=100). INDEC.

- Razón importaciones/PIB y exportaciones/PIB. Relación entre las importaciones y las exportaciones de bienes y servicios, respectivamente, y

---

<sup>12</sup> De acuerdo con datos provenientes del INDEC, los subocupados (los que trabajan menos de 35 horas semanales pero quisieran trabajar más) estarían ocupados en promedio el 51.8% de su tiempo.

*Determinantes económicos del nivel de empleo. Alguna evidencia para Argentina 97*

el PIB en moneda constante (base 1993=100). INDEC. Razón exportaciones/PIB corregida por estacionalidad.

- TIE. Términos del intercambio externos (base 1993=100). INDEC.

- PixPim. Términos del intercambio internos. Representa la razón entre los precios implícitos de las exportaciones y de las importaciones (base 1993=100). La brecha entre los términos del intercambio externos y los internos sería una medida de la política comercial externa. Cuentas Nacionales (INDEC). Serie corregida por estacionalidad.

- Tipo de cambio real multilateral. Se utilizó como deflactor el índice de precios implícitos del PIB. Banco Central e INDEC.

### **Referencias**

Amico, F. (2007). "Argentina: diferencias entre el actual modelo de dólar alto y la convertibilidad". *Investigación Económica*, 67(264), 63-93.

Aydiner-Avsar, N. y Onaran, O. (2010). "The Determinants of Employment: a Sectoral Analysis for Turkey". *The Developing Economies*, 48(2), 203-231.

Beccaria, L., Esquivel, V. y Mauricio, R. (2005). "Empleo, salarios y equidad durante la recuperación reciente en la Argentina". *Desarrollo Económico*, 45(178) 235-262.

Bernie, K. y Downes, P. (1999). "*The Macroeconomics of Unemployment in the Treasury Macroeconomic (TRYM) Model*". *TRYM Related Paper No.20*

Bonvecci, C. (2006). "¿Pueden frustrarse las posibilidades de crecimiento económico sostenido?". *Escenarios Alternativos*. Buenos Aires. Octubre, 2006.

Braun, O. y Joy, L. (1968). "A Model of Economic Stagnation. A Case Study of the Argentine Economy". *The Economic Journal*, 78(312), 868-87.

Canitrot, A. (1975). "La experiencia populista de redistribución de ingresos". *Desarrollo Económico*, 15(59), 331-51.

Carciofi, R. (1988). *Salarios y política económica*. Buenos Aires: CEPAL-Ediciones del Instituto de Desarrollo Económico y Social.

Cortés, R. y Marshall, A. (2003). "Desigualdad salarial, consumo y restricción externa". Versión preliminar. Buenos Aires.

Cox-Edwards, A. y Edwards, S. (1994). Labor Market Distortions and Structural Adjustment in Developing Countries. En Horton, S., Kanbur, R. y

98 *Ensayos Revista de Economía*

- Mazumdar, D. (Eds.), *Labour Markets in an Era of Adjustment, Vol. I.* (105-146) Washington, DC.: The World Bank.
- Damill, M. (2006). "Ahorro, inversión y superávit sectoriales: el escenario posterior a la crisis de 2001-2002". *Nuevos documentos CEDES 2006/24.*
- Damill, M., Frenkel, R. y R. Mauricio (2002). "Argentina: a decade of Currency Board. Analysis of Growth, Employment and Income Distribution". Ginebra, Suiza: Organización Internacional del Trabajo.
- Damill, M. y Frenkel, R. (2009). "Las políticas macroeconómicas en la evolución reciente de la economía Argentina". *Nuevos documentos CEDES No. 65.*
- Díaz Alejandro, C. (1970). *Ensayos sobre la Historia Económica Argentina.* Buenos Aires, Argentina: Amorrortu Editores.
- Dixon, R., Freebairn, J. y Lim, G. (2005). "An Employment Equation for Australia". *The Economic Record*, 81(254), 204-214.
- Edwards, S. (1988). "Terms of Trade, Tariffs and Labor Market Adjustment in Developing Countries". *The World Bank Economic Review*, 2(2), 165-186.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). "Co-integration and Error Correction: representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Frenkel, R. y J. Ros (2006). "Unemployment and the Real Exchange Rate in Latin America". *World Development*, 34(4), 631-646.
- Greenaway, D., Hine, R. y Wright, P. (1999). "An Empirical Assessment of the Impact of Trade on Employment in the United Kingdom". *European Journal of Political Economy*, 15(3), 485-500.
- Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand.* Princeton, New Jersey: Princeton Academic Press.
- Hine, R. y Wright P. (1997). "Trade and Manufacturing Employment in the United Kingdom". En Borkakoti, J. and Milner, C. (Eds), *International Trade and Labor Markets* (118-139). Londres: Palgrave Macmillan.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Katay, G. (2011). "Downward Wage Rigidity in Hungary". *European Central Bank. Working Paper Series n° 1372.*

*Determinantes económicos del nivel de empleo. Alguna evidencia para Argentina* 99

- Katz, C. (2005). "Coyuntura, modelo y distribución. Las tendencias de la economía Argentina". Versión preliminar. Disponible en: [www.espacioalternativo.org](http://www.espacioalternativo.org)
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root". *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lewis, P. y MacDonald, G. (2002). "The Elasticity of Demand for Labour in Australia". *Economic Record*, 78(240), 18-30.
- McMillan, M. y Rodrik, D. (2011). "Globalization, Structural Change and Productivity Growth". *NBER Working Paper No. 17143*.
- Mallon, R. y Sourrouille, J. (1975). *Economic Policymaking in a Conflict Society*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Milner, C. y Wright, P. (1998). "Modelling Labour Market Adjustment to Trade Liberalization in an Industrialising Economy". *The Economic Journal*, 108, 509-528.
- Onaran, O. y Stockhammer, E. (2005). "Two Different Export-Oriented Growth Strategies: Accumulation and Distribution in Turkey and South Korea". *Emerging Markets Finance and Trade*, 41(1), 65-89.
- Onaran, O. (2007). "Capital Flows, Turbulences, and Distribution: the Case of Turkey". *European Journal of Economics and Economic Policies*, 4(2), 353-374.
- Panigo, D. y Neffa, J. (2009). "El mercado de trabajo argentino en el nuevo modelo de desarrollo". *Documento de trabajo, Mayo 2009*. Argentina: Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.
- Pesaran, M.H., and Shin, Y. (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Pollin, R., Burns, J. y Heintz, J. (2004). "Global Apparel Production and Sweatshop Labor: can Raising Retail Prices Finance Living Wages?". *Cambridge Journal of Economics*, 28(2), 153-171.
- Rodrik, D. (2006). "Goodbye Washington Consensus, Hello Washington Confusion?. A Review of the World Bank's Economic Growth in the 1990s: learning from a Decade of Reform". *Journal of Economic Literature*, 44(4), 969-983.
- Van Der Hoeven, R. y Saget, C. (2004). Labor Market Institutions and Income Inequality: what are the New Insights after the Washington Consensus? En Giovanni, A. y Cornia (Eds.), *Inequality, Growth and Poverty in an Era of Liberalization and Globalization* (197-220). Oxford: Oxford University Press.

**100 Ensayos Revista de Economía**

- Vasconcelos, J. (2010). "Una recuperación mezquina de empleos". *IERAL. Revista Novedades Económicas No. 572*.
- Vasconcelos, J. (2011). "Costos laborales y algo más en la débil recuperación del empleo". *IERAL. Revista Novedades Económicas No. 605*.
- Webster, E. (2003). "The Effects of Wages on Aggregate Employment: a Brief Summary of Empirical Studies". *Australian Economic Review*, 36(1), 134-142.

**Comercio internacional, IED, capital humano e ingreso *per cápita* en América Latina y el Caribe**

Omar Neme Castillo\*  
Ana Lilia Valderrama Santibáñez\*\*  
Humberto Ríos Bolívar\*\*\*

Fecha de recepción: 02/IV/2012

Fecha de aceptación: 14/XI/2012

**Resumen**

Este trabajo analiza la relación entre comercio internacional y nivel de ingreso *per cápita*, en veintiún países de América Latina y el Caribe, en 1977-2011. Se desarrolla un modelo de crecimiento endógeno neoclásico, incorporando capital humano y comercio internacional que incluye el capital tecnológico extranjero. La estimación econométrica es mediante cointegración de panel. Se observa que la tecnología extranjera exclusiva de las empresas extranjeras en los países latinoamericanos impulsa limitadamente el ingreso *per cápita*. Mientras que las importaciones de bienes de capital y la tasa de alfabetización lo contraen. Se estima una relación positiva entre *stock* de capital físico y el ingreso.

**Clasificación JEL:** F11, F43, O33.

**Palabras Clave:** Ingreso *per cápita*, comercio internacional, *stock* tecnológico extranjero “disponible”, capital físico y capital humano.

**Abstract**

This paper discusses the relationship between international trade and *per capita* income in 21 countries of Latin American and the Caribbean in the period 1977-2011. A model of neoclassical endogenous growth is developed to incorporate factors such as human capital and foreign trade which includes foreign technological capital stock. Econometric estimation

---

Sección de Estudios de Posgrado e Investigación, Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Dirección: Plan de Agua Prieta 66 Col. Plutarco Elías Calles, Unidad profesional "Gral. Lázaro Cárdenas". México, D.F.

\* SEPI-ESE, Instituto Politécnico Nacional. Correo electrónico: oneme@ipn.mx

\*\* SEPI-ESE, Instituto Politécnico Nacional. Correo electrónico: avalderrama@ipn.mx

\*\*\* SEPI-ESE, Instituto Politécnico Nacional. Correo electrónico: hrios@ipn.mx

employs a panel cointegration methodology. It is observed that foreign technology of exclusive use of foreign firms in Latin American countries narrowly drives *per capita* income. While imports of capital goods and the literacy rate contract it. It is estimated a positive relation between physical capital and income.

**JEL Classification:** F11, F43, O33.

**Keywords:** *Per capita* income, international trade, “available” foreign technological stock, physical capital and human capital.

### Introducción

El comercio internacional y la inversión extranjera directa (IED) han crecido notablemente a nivel mundial, en los últimos 35 años, pasando de 5,260 miles de millones de dólares (mmd) en 1977 a 27,140 mmd en 2011, el comercio internacional; y de 25.3 mmd a 2,046 mmd, la IED. Las economías más favorecidas tienden a ser las de mayor ingreso *per cápita*. Por ejemplo, en la Unión Europea, Estados Unidos y Japón (UEEUJ), con un PIB *per cápita* promedio de 21,350 dólares, se concentra el 64% del comercio mundial, más del 80% de los flujos de entrada de IED. Asimismo, este grupo de países son los que más invierten en capital humano. El gasto público en educación como porcentaje del PIB en todo el periodo fue de 5.3%.

No obstante, las economías de América Latina y el Caribe (ALyC) se han convertido en una zona con relativa participación en el comercio internacional. Esta región, con un PIB *per cápita* promedio de 2,558 dólares, participa con el 4.1% del intercambio mundial. Mientras que, la misma región, se ha convertido en la tercera zona con respecto a los flujos de entrada de IED con cerca del 9% del total. Respecto a la formación de capital humano, los datos no son tan alentadores al invertir apenas 3.3% del PIB en el 2010.

A pesar de ello, ALyC no parece beneficiarse en forma considerable de los intercambios comerciales, de los flujos comerciales ni de la inversión en educación; en contraste con lo que señala la teoría económica, respecto de la relación entre el crecimiento del PIB por persona y estas variables. Así, no hay un claro efecto de tales variables en el nivel de vida en la región. Actualmente, El PIB *per cápita* de ALyC es apenas 2.5 veces mayor al ingreso registrado en el periodo de la posguerra (tasa de crecimiento promedio anual de 1.6%). En contraste, para UEEUJ la tasa de crecimiento promedio fue de 2.6%, siendo el PIB *per cápita* 4.5 veces mayor que en 1950.

No obstante, para ALyC, todas las variables consideradas muestran una tendencia creciente. El comercio total de la zona creció 340% en el periodo 1977-2011; la IED de entrada creció en 11.4% de su promedio anual y, los gastos en educación, en 135%. Así, este documento busca determinar el efecto de estas tres variables en el ingreso *per cápita* de la región.

Al respecto existen investigaciones que evidencian la relación positiva entre estas variables y el ingreso *per cápita*. Para el caso de ALyC, Lane (2001), en un estudio para 71 países de ingreso bajo y medio, entre ellos algunas economías de ALyC, encuentra, mediante estimaciones de corte transversal, que el comercio internacional tiene efectos positivos y directos en el crecimiento económico, incluso promueve la convergencia.

Asimismo, Felbermayr (2005), halla evidencia, para 108 países incluidos los de ALyC, del fuerte efecto positivo en el ingreso tanto del comercio como de la educación, inversión y población. Empleando datos de panel y un estimador de GMM, el mismo autor determina que las elasticidades fluctúan entre 0.01 y 0.11. Bengoa y Sánchez (2003), por su parte, afirman que la IED y la educación (capital humano) impactan favorablemente en 18 países de ALyC. Siguiendo una metodología de datos de panel, ellos encuentran un coeficiente para la IED de 0.51, mientras que los coeficientes del número de inscritos en educación primaria y en secundaria son de 2.1 y 2.2, respectivamente.

Hansen y Rand (2006) analizan el vínculo entre la IED y el crecimiento para 31 países en desarrollo, durante 1970-2000. Concluyen, empleando un modelo teórico de corte neoclásico y una metodología de cointegración y de datos de panel, que la IED al igual que la inversión doméstica, impulsan el crecimiento en ALyC.

Por el contrario, Zhang (2001) estima que el efecto de la IED en el crecimiento no es totalmente claro para un grupo de economías en desarrollo (incluidas Argentina, Brasil, Colombia y México). Siguiendo una metodología de cointegración, señala que solo existe una relación que va de la IED al PIB para el caso mexicano; mientras que para el resto de las economías latinoamericanas, no aplica esta causalidad. Agrega que el impacto de esta inversión depende de aspectos como capital humano, estrategia comercial, propensión exportadora de la IED. Asimismo, Yang (2008) encuentra que la IED afecta positivamente el crecimiento en AL; aunque el efecto pasó de positivo en el periodo 1973-1987 a negativo, pero no fue significativo en 1988-2002. La metodología que sigue es de panel de datos, lo cual permite determinar adicionalmente un efecto significativo del crecimiento de la población y del comercio internacional (los coeficientes son -0.99 y 1.21, respectivamente). Finalmente, Yang (2008) encuentra un

coeficiente con signo negativo para la escolaridad, aunque no significativo, para toda la muestra de países.

De igual manera, Carkovic y Levine (2005) realizan un estudio completo del efecto de distintas variables sobre el ingreso *per cápita* para un conjunto de 78 países, tanto industrializados como en desarrollo, para una serie larga (1960-1995). La metodología que siguen es de datos agrupados y de panel. El análisis se realiza para cada periodo de cinco años. Los resultados no encuentran evidencia contundente con respecto al signo del efecto. Por ejemplo, los años de escolaridad tiene signo positivo para todos los periodos, excepto para 1985-1990. Lo mismo sucede con la inversión extranjera, que para 1985-1995 impacta negativamente en el crecimiento del ingreso *per cápita*. Por el contrario, el comercio internacional mantiene el efecto positivo para todo el periodo. No obstante, este efecto con un coeficiente promedio de 2.5 es reducido, en comparación con el coeficiente de la IED de 22.2, en los últimos diez años.

De este modo, en el nivel empírico, no existe consenso con respecto al impacto favorable de dicha participación y, en la mayoría de los casos, solo se encuentran efectos estáticos de limitada significancia. En este sentido, este documento contribuye al debate, en tanto que estudia esta relación con datos actuales para la región. Asimismo, en los estudios centrados en ALyC, las *proxies* empleadas tanto para el crecimiento como para las variables de control son limitadas o tienden a excluir aspectos importantes, para el proceso de crecimiento, como el capital humano o la importación de bienes que amplían las capacidades de producción. Este trabajo incorpora este tipo de variables, por lo que amplía el limitado análisis de esta relación en ALyC.

El objetivo de este documento es doble. Primero, derivar una ecuación de regresión directamente de un modelo de crecimiento neoclásico, que incorpore elementos de capital humano y de comercio internacional. Segundo, aplicar esta ecuación al caso de ALyC en el periodo 1977-2011, mediante un análisis de cointegración de panel. Para ello, en la sección uno se consideran aspectos de la teoría de crecimiento endógeno, relativos al comercio internacional, enfocados en los países en desarrollo. Estos elementos se incorporan en un modelo de crecimiento neoclásico que se presenta en el apartado dos. El modelo incluye indicadores de apertura, diferentes a los comúnmente empleados, lo que permite establecer si en ALyC efectivamente existe vínculo entre variables relacionadas con el comercio internacional, capital físico y humano y tecnología extranjera, por un lado; y el nivel de ingreso *per cápita*, por el otro. En la sección tres, se estima la ecuación para comprobar la hipótesis que establece una relación positiva entre estas variables y el nivel de ingreso diferenciado entre los países latinoamericanos. En la sección cuatro se discuten los resultados.

Finalmente, se ofrecen algunas conclusiones con implicaciones para la política comercial.

### **1. Aspectos teóricos**

La teoría tradicional del comercio internacional señala la posibilidad de ganancias del intercambio de bienes entre países, derivadas de la especialización en la producción que fomenta la asignación eficiente de recursos; y, en consecuencia, el bienestar de los países comerciantes. Sin embargo, esto solo es un efecto de nivel en las posibilidades de consumo. Una vez alcanzada la completa especialización, la productividad no vuelve a aumentar. Por ende, esta teoría está limitada en las explicaciones de la tasa de crecimiento del producto.

Las teorías más recientes sugieren diferentes efectos del comercio. En un contexto donde empresas líderes disfruten de economías de escala, la explicación clásica del comercio y su predicción de bienestar dejan de ser totalmente válidas. En consecuencia, las pequeñas economías que se abrieron al comercio internacional, tardía o lentamente, y que no alcanzaron la escala necesaria, pueden estar limitadas para competir con economías líderes.

La validez de la teoría clásica del comercio internacional está limitada por las desventajas derivadas de una creciente especialización, particularmente para los países en desarrollo como los de ALyC. Si estos países se especializan en sectores con menores crecimientos de productividad o con bajas elasticidades del ingreso de la demanda (manufactura tradicional), las tasas de crecimiento estarán por debajo de los países industrializados y la desigualdad económica se ampliaría, cayendo en la “trampa de la especialización” (Redding, 1999).

Al respecto, Lucas (1988) propone un modelo de acumulación de capital humano con efectos externos derivados de los procesos de aprendizaje, señalando que este factor se forma mediante la inversión en educación, como sucede a través del *learning-by-doing*. Si los bienes son sustitutos, el intercambio internacional de bienes incrementa la ventaja comparativa gracias a los efectos *spillover* en el trabajo, restringiendo el crecimiento de los países con menores tasas de aprendizaje. Así, el *learning-by-doing* muestra rendimientos decrecientes, lo que significa que sólo se pueden mantener altas tasas de aprendizaje, de formación de capital humano y de crecimiento económico por la reasignación de recursos hacia nuevas actividades o la elaboración de nuevos productos. No obstante, si la apertura comercial lleva a que los países en desarrollo importen bienes de mayor

calidad sin producirse localmente, las tasas de aprendizaje y de crecimiento en esos países serán menores.

En particular, los estudios teóricos y empíricos, de los *spillovers* a través del comercio internacional derivados de actividades de investigación y desarrollo (I+D), señalan que los países menos avanzados se benefician de estas actividades realizadas en los países industrializados (véase Coe y Helpman, 1995; Coe, Helpman y Hoffmaister, 1997; Keller, 2000). Por tanto, al comerciar, con países con mayor desarrollo industrial que disponen de stocks de conocimientos por la acumulación de actividades de I+D, los beneficios se dan dada la mayor variedad de bienes intermedios y de capital que incorporan ese conocimiento extranjero.

Asimismo, Romer (1990) planteó un modelo con bienes de capital diferenciados, donde el nivel de producto se determina por el número de variedades. Asume que los bienes de capital no son sustitutos perfectos y que se producen en el sector intermedio que usa patentes como insumos obtenidos de procesos de I+D en el sector tecnológico, que a su vez, emplea capital humano y conocimiento para el desarrollo de esas patentes. El conocimiento puede emplearse sin costo mediante efectos *spillover*. Al respecto, Glass y Saggi (2002) argumentan que la presencia de IED en la economía doméstica, beneficia a las empresas nacionales al reducir los costos de imitación. Por ende, el sector de I+D no exhibe rendimientos decrecientes. Así, a mayor *stock* de capital humano y uso en el sector I+D, mayor la tasa de crecimiento de una economía. El modelo predice resultados positivos del comercio internacional, que genera efectos en nivel y en crecimiento del conocimiento y transferencia de tecnología sin costos adicionales.

Por el contrario, Eeckhout y Jovanovic (2002) proponen una teoría de los *spillovers* con costos de imitación, donde las empresas deben recolectar información de las tecnologías existentes y después confirmar el estatus de las patentes. No obstante, coinciden con Romer respecto de los resultados derivados del intercambio entre países.

Feenstra y Markusen (1994), Feenstra (2003) y Feenstra y Kee (2004) coinciden en esta idea, afirmando que las economías se vuelven más productivas, alcanzado un crecimiento económico mayor y, por ende, un ingreso más alto cuando el espectro de bienes que producen internamente está disponible para comerciar con otras economías. Esta diferenciación se potencia cuando se basa en trabajo capacitado.

Un aspecto de relevancia para los países latinoamericanos es que, con un reducido *stock* de capital humano y con limitada capacidad para emplear ese

personal capacitado en el sector de I+D, se estará restringiendo su crecimiento al producir solo un pequeño rango de bienes de capital (Rivera-Batiz y Romer, 1991) y, consecuentemente, se establecen las bases para su marginación del escenario económico internacional. Este modelo tiene dos implicaciones para el comercio internacional de los países latinoamericanos. Por un lado, el número de variedades de bienes de capital diferenciados y la producción total aumentan; en países con dotaciones factoriales diferentes, el comercio de bienes aumenta la tasa de incremento de la economía que crecía en menor medida y disminuye la tasa del país más avanzado. Por otro, si se cumple que las ideas fluyan libremente en el nivel mundial, el *stock* de conocimiento en cada país que puede emplearse en el sector de investigación, aumentará, estimulándose así el crecimiento de la tecnología y de la economía en conjunto.

En tal sentido, al aumentar la productividad del capital humano en el sector de I+D se incrementaría el empleo de este factor, estimulando más al crecimiento. Por tanto, en la medida que los países latinoamericanos establezcan centros y programas de investigación científica aplicada, que haga uso de esas ideas, el ingreso *per cápita* de esos países se estimularía. Adicionalmente, siguiendo a Sala-i-Martin (1997), la inversión en capital físico es la variable más robusta para explicar las diferencias en el crecimiento entre países, por lo que los países latinoamericanos deberían invertir cantidades importantes, en proporción del tamaño de la economía, para tener un impacto significativo en el ingreso *per cápita*.

Por último, en la mayoría de modelos se asume que la I+D se localiza donde la producción tiene lugar, es decir, suponen que el capital tecnológico es inmóvil internacionalmente<sup>1</sup> (véase Baldwin, Martin y Ottaviano, 2001). Esto implica que las empresas siguen actividades en I+D y producción intensiva en innovación en el mismo país. Sin embargo, en la práctica los patrones son diferentes, como en el caso de la industria farmacéutica, electrónica, de telecomunicaciones y automotriz, entre otras, que siguen una estrategia de cadena global.

No obstante, el conjunto de conocimientos, procedimientos, técnicas, entre otros procesos, propios de cada empresa y generados por actividades persistentes de I+D en su interior, encuentran mayores barreras para difundirse tanto al resto de la economía doméstica de la empresa que realiza esas actividades de I+D, como a las economías extranjeras. Esta idea se sustenta en el enfoque ecléctico de la inversión extranjera directa (IED) (Dunning, 2008). Esto es, las empresas tienen una ventaja de propiedad, al

---

<sup>1</sup> Por el contrario, Markusen (2002), entre otros, considera aspectos relativos a la localización para explicar el efecto de este tipo de actividades en la economía.

crear esos conocimientos específicos. También se infiere que la rentabilidad de operar en mercados extranjeros, es mayor a la venta o licencia de esa tecnología exclusiva de la empresa, por lo que internaliza de forma relativamente eficiente esa ventaja tecnológica.

En otras palabras, parte del conocimiento -el más avanzado o estratégico- generado por empresas que invierten productivamente en el extranjero, es excluible en mayor grado que el conocimiento generado por otros organismos como los centros de investigación. Sin embargo, el producto marginal de la actividad innovadora en la economía doméstica crece, pues si bien este nuevo conocimiento no se difunde totalmente, sí tiene un impacto en la producción.

## 2. Derivación del modelo

En esta sección, se establece un modelo que incorpora la esencia de los elementos teóricos señalados. Partiendo de la función básica de producción neoclásica, se define el producto ( $Y$ ) como función del capital ( $K$ ) y el trabajo ( $L$ );  $Y = K^\alpha \cdot (A \cdot L)^\beta$ , con  $\alpha + \beta = 1$ . El progreso tecnológico ( $dA/dt$ ) es aumentador de trabajo y  $Y$  muestra rendimientos constantes en todos los factores de producción. El crecimiento de la población está dado por la tasa exógena  $n$ . La acumulación de capital es financiada por el ahorro doméstico (tasa de ahorro exógena,  $s = S/Y$ ), esto es:  $dK/dt = I = S = s \cdot Y$ . La función de producción se amplía incorporando capital humano ( $H$ ) y comercio internacional, entendido como importaciones de bienes de capital ( $Z$ ) y la participación de empresas multinacionales (EMN) que operan en los países de la región ( $W$ ), a través del *stock* de conocimiento:

$$Y = K^\alpha \cdot H^\beta \cdot Z^\gamma \cdot W^\eta \cdot (A \cdot L)^{1-\alpha-\beta-\gamma-\eta} \quad (1)$$

La idea es que la importación de bienes de capital implica una transferencia directa de tecnología. Los países en desarrollo, con limitadas capacidades para la producción de bienes de capital, pueden importar esos bienes desde países tecnológicamente adelantados. El *stock* de capital, importado se modela como un factor de producción separado, porque se financia a través de ingresos de las exportaciones y probablemente muestra una productividad mayor que el capital doméstico. En este sentido, las exportaciones impactan en el ingreso solo a través de los ahorros que financian la importación de bienes de capital. El cambio de las importaciones de bienes de capital en el tiempo permite la acumulación de capital importado ( $M$ ), lo que se formula como:  $dZ/dt = M = X = ex \cdot Y$ , donde  $X$  son las exportaciones,  $ex$  la participación de las exportaciones en el producto total ( $ex = X/Y$ );  $X$  se refiere solo a bienes

de capital. El *stock* de capital importado directamente es creciente en  $M$ , financiado por  $X$ .

De igual modo, la inclusión de una variable de integración comercial ( $W$ ) se basa en argumentos similares a la incorporación de  $Z$ . El *stock* de capital tecnológico de los países en desarrollo es limitado; pero, conforme se integren económicamente en países industrializados con capacidades tecnológicas y de producción mayores, especialmente mediante flujos de inversiones productivas y/o a través de una fuerte relación comercial, entonces las capacidades domésticas de producción aumentarán y, en última instancia, también el producto de esos países.

Así, la integración representa dos opciones. Primero, las empresas nacionales dentro de la cadena de valor de las EMN que invierten en el extranjero, actualizan en algún grado sus capacidades tecnológicas generando un efecto *catching up* en la economía doméstica, que cerrará la brecha tecnológica en el largo plazo. Además, este efecto emparejamiento propicia progreso tecnológico en el país doméstico con tasa de crecimiento constante. Esta idea está en línea con Wang (1990) y Xu y Wang (1999), quienes señalan que un aumento de la IED induce a mayores inversiones en capital humano, lo que aumenta el potencial de *catching up* en la economía receptora. Segundo, los mayores vínculos comerciales entre esas economías son indicativos de que las EMN del país avanzado que emplean conocimientos, procesos, métodos organizacionales, redes de distribución, entre otros aspectos en la producción doméstica, impactan en cierta medida en la tasa de crecimiento del producto, sin que necesariamente se difundan esos conocimientos y, por tanto, sin que contribuyan en la formación de capital humano en la economía doméstica.

Por su parte,  $W$  se incluye en el modelo porque depende de las inversiones extranjeras en la formación de capital y en las actividades sistemáticas de I+D, las cuales reflejan una productividad mayor que las domésticas.  $W$  se entiende como los gastos que realizan otros países para fomentar su capacidad de producción, que sin embargo son exportados, parcialmente, a las economías menos desarrolladas mediante IED, y que representa el *stock* disponible que ayuda a que estas produzcan de manera más eficiente, sin incurrir en costos adicionales.  $W$  se interpreta como el desbordamiento internacional de conocimientos restringido a las propias EMN. Es decir, el conocimiento de estas empresas, o parte de él, está limitado; no fluye ni con la rapidez ni en la magnitud en la que cabría esperar si fuera un bien totalmente público. La difusión del conocimiento está parcialmente restringida a los vínculos entre matrices y filiales de EMN, lo que afecta la capacidad de producción de las economías receptoras de IED y, en última instancia, su tasa de crecimiento.

De suerte que, la integración comercial afecta el ingreso por dos vías diferentes. Primero, en la medida que los agentes en la economía extranjera acumulen capital físico y tecnológico financiado por ahorros. Segundo, por medio de la presencia de EMN en la economía nacional; es decir, en la medida que las actividades de este tipo de empresas crezcan en relación al mercado nacional, cabe esperar que “importen” parte de ese *stock* de capital desde su país con un efecto cada vez mayor en el producto del país receptor. No obstante, como lo señalan Görg y Greenaway (2004), la evidencia empírica de la magnitud de los *spillovers* desde las EMN no es contundente con respecto al signo del efecto.

Formalmente,  $dW/dt = (dK/dt) \cdot A$ , donde  $s$  y  $Y$  son la tasa del ahorro y del ingreso de la economía extranjera ( $i$ ), respectivamente, que determinan la acumulación de capital tecnológico en ese país;  $A = (IED_{ij}/VD_j)$ , es la tasa de difusión de ese conocimiento extranjero, donde  $IED$  es la inversión extranjera directa desde el país  $i$  hacia el  $j$  y  $VD$  son las ventas domésticas en  $j$ . De este modo, el segundo término del lado derecho representa la participación de las EMN que emplean su *know how* para producir en el mercado nacional. La magnitud de la “difusión” de capital físico y tecnológico por las EMN en mercados extranjeros depende de la cantidad acumulada que dispongan en su país de origen. El *stock* de capital extranjero “importado” indirectamente es creciente en esos dos términos.<sup>2</sup>

Cuando una economía presenta barreras contra la difusión y aplicación del conocimiento global,  $W$  toma mayor relevancia, dado que la idea de la restricción de la difusión del conocimiento y tecnología al interior de las EMN y empresas vinculadas, parece aceptarse. En consecuencia, esto puede entenderse como un término de interacción entre el *stock* de tecnología de las EMN y la capacidad de absorción de la economía doméstica. Este enfoque difiere con respecto a los indicadores de intensidad en I+D y de la brecha tecnológica, propuestos por Kinoshita (2001) y Griffith, Redding y Simpson (2003), respectivamente.

Por otro lado, el capital humano puede acumularse de tres formas diferentes: inversión en educación, *learning-by-doing* y desbordamiento internacional de conocimientos (*spillover*). En la primera alternativa, la de formación de capital humano a través de la inversión, se supone que el ingreso que un país invierte en infraestructura educativa forma capital humano ( $H$ ). La misma

---

<sup>2</sup> Otras vías de difusión del conocimiento son la IED y las importaciones de bienes de tecnología avanzada. Por ende, la apertura de un país, en términos de eliminación de barreras a la IED o de aranceles, son esenciales para la difusión mundial del conocimiento al interior de un país. Sin embargo, la perspectiva en este documento supone que una parte del conocimiento de las EMN no se difunde a las economías domésticas, por lo que el impacto que puedan tener en la formación de capital humano, es mínimo.

función de producción del capital físico aplica para el capital humano (Mankiw, Romer y Weil, 1992). Es decir,  $H$  es acumulado mediante la inversión en educación ( $I_h$ ), la que es financiada por el ahorro ( $S_h$ ); esto es,  $dH/dt=I_h=S_h=s_h \cdot Y$ . En la segunda forma,  $H$  se acumula a través del *learning-by-doing* durante el proceso de producción de cada bien que, sin embargo, enfrenta rendimientos decrecientes. La única manera de mantener el aprendizaje en altos niveles y, por tanto la formación de  $H$ , es mediante la introducción continua de nuevos bienes diferenciados. Esta idea se incorpora en el modelo multiplicando el *stock* de capital humano, formado por la inversión en educación,  $s_h$ , por un índice de diferenciación de bienes producidos domésticamente, ( $p$ ):  $dH/dt=s \cdot Y \cdot (1+p)$ , con  $0 < p < 1$ . Entre más bienes diferenciados produzca una economía, mayor el valor de  $p$  y, por ende, mayor  $H$ . La tercera opción en la formación de  $H$  son los *spillover* internacionales. Con el avance de las tecnologías de la información y comunicaciones, el conocimiento se divulga a través de las fronteras. Los países que no realizan actividades persistentes en I+D pueden beneficiarse de nuevas ideas, procesos o inventos gracias a la difusión del conocimiento. Por ende, entre más atrasado tecnológicamente sea un país, mayor posibilidad de adaptar ideas ya existentes mediante la imitación. Esto ofrece la posibilidad de emparejamiento con los países en la frontera tecnológica, a través de la acumulación más rápida de capital humano; lo que representa una estrategia de crecimiento para los países latinoamericanos. Este concepto se integra en el modelo asumiendo que la capacidad de absorción del conocimiento de un país permite acelerar la acumulación de capital humano. Técnicamente, esto se hace de forma análoga al *learning-by-doing* agregando el factor de difusión del conocimiento ( $m$ ):  $dH/dt=s \cdot Y \cdot (1+p) \cdot (1+m)$ , con  $0 < p < 1$  y  $0 < m < 1$ .

La inclusión de las variables desarrollo de producto ( $p$ ) y difusión del conocimiento ( $m$ ) permite considerar nuevos canales para la acumulación de  $H$ . Multiplicando esas variables por las variables tradicionales de inversión en capital humano ( $I_h$ ), se crean bases para una acumulación de  $H$  más rápida y, en consecuencia, para una tasa de crecimiento mayor. Así, el  $H$  de estado estacionario depende tanto de la voluntad de ahorrar para la educación, como de la habilidad para desarrollar nuevos productos y de la capacidad de absorción del conocimiento. Este modelo explica con más detalle el nivel de producto, en comparación con el modelo neoclásico tradicional; la función de producción básica se extiende para incluir tres tipos de capital, además del capital físico ( $K$ ); capital humano ( $H$ ), capital importado ( $Z$ ) y capital

tecnológico “disponible” en el extranjero<sup>3</sup> ( $W$ ). De esta manera, de la ecuación (1) se obtiene el ingreso por unidad de trabajo eficiente:<sup>4</sup>

$$y_t = k_t^\alpha \cdot h_t^\beta \cdot z_t^\gamma \cdot w_t^\eta \quad (2)$$

Asumiendo la misma tasa de depreciación ( $\delta$ ) para todos los tipos de capital, nacional o extranjero, en una tasa de crecimiento de la población ( $n$ ) y un crecimiento constante de la tecnología<sup>5</sup> ( $g$ ), la evolución de los *stocks* de capital está dada por:

$$dk_t/dt = s_k y_t - (n + g + \delta)k_t \quad (3)$$

$$dh_t/dt = s_h y_t \cdot (1 + p)^\theta \cdot (1 + m)^\tau - (n + g + \delta)h_t \quad (4)$$

$$dz_t/dt = x \cdot y_t - (n + g + \delta)z_t \quad (5)$$

$$dw_t/dt = \Lambda \cdot (s_w y_t) - [(n + g + \delta)w_t] \cdot \Lambda \quad (6)$$

El estado estacionario se alcanza cuando  $k$ ,  $h$ ,  $z$  y  $w$  no cambian. En esta situación, cada incremento adicional en el *stock* de capital se contrarresta por: la depreciación, el crecimiento de la población y el progreso tecnológico<sup>6</sup> ( $n + g + \delta$ ). Los valores de estado estacionario para las variables de interés son:

<sup>3</sup> La función exhibe las características convencionales neoclásicas como rendimientos decrecientes en todos los factores de producción y, rendimientos constantes a escala.

<sup>4</sup> Se define  $k_t = K/AL$  como el stock de capital físico por unidad efectiva de trabajo,  $h_t = H/AL$  como el stock de capital humano por unidad de trabajo eficiente,  $z_t = Z/AL$  como el stock de capital directamente importado por unidad de trabajo efectivo,  $w_t = W/AL$  es el capital tecnológico extranjero “disponible” para producir desde la economía doméstica por cada unidad de trabajo eficiente y  $y_t = Y/AL$  como el ingreso por unidad eficiente de trabajo, todas válidas en el tiempo  $t$ .

<sup>5</sup> Se asume que la tecnología crece a tasa constante ( $g$ ) e igual para todos los países, lo que es un supuesto aceptable en este contexto, pues se estudian economías relativamente similares dentro de un grupo de países que definen una región económica.

<sup>6</sup> Los valores de estado estacionario de  $k$ ,  $h$ ,  $z$  y  $w$  se derivan de las ecuaciones (3), (4), (5) y (6) igualándolas a cero y resolviendo simultáneamente. De esta manera, se tiene un sistema de cuatro ecuaciones con cuatro variables desconocidas ( $k$ ,  $h$ ,  $z$  y  $w$ ). Al resolver este sistema de ecuaciones, se obtienen los valores de estado estacionario ( $k^*$ ,  $h^*$ ,  $z^*$  y  $w^*$ ) expresados como función de las variables independientes  $s_k$ ,  $s_h$ ,  $s_w$  y  $x$  y, de los parámetros  $(1+p)$ ,  $(1+m)$ ,  $n$ ,  $g$  y  $\delta$ .

$$k^* = \left( \frac{s_h^{1-\alpha-\gamma-\eta} \cdot (1+p)^{\theta\beta} \cdot (1+m)^{\tau\beta} \cdot s_k^{1-\beta-\gamma-\eta} \cdot x^\gamma \cdot s_w^\eta}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma-\eta}} \quad (7)$$

$$h^* = \left( \frac{s_h^\beta \cdot (1+p)^{\theta[1-\alpha-\gamma-\eta]} \cdot (1+m)^{\tau[1-\alpha-\gamma-\eta]} \cdot s_k^\alpha \cdot x^\gamma \cdot s_w^\eta}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma-\eta}} \quad (8)$$

$$z^* = \left( \frac{s_h^\beta \cdot (1+p)^{\theta\beta} \cdot (1+m)^{\tau\beta} \cdot s_k^{1-\beta-\gamma-\eta} \cdot x^{1-\alpha-\beta-\eta} \cdot s_w^\eta}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma-\eta}} \quad (9)$$

$$w^* = \left( \frac{s_h^{1-\alpha-\gamma-\eta} \cdot (1+p)^{\theta\beta} \cdot (1+m)^{\tau\beta} \cdot s_k^\alpha \cdot x^\gamma \cdot s_w^{1-\alpha-\beta-\gamma}}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma-\eta}} \quad (10)$$

Al sustituir estas ecuaciones, en (2), se obtiene la ecuación del ingreso por unidad de trabajo efectivo de equilibrio:

$$y^* = \left( \frac{s_h^\beta \cdot (1+p)^{\theta\beta} \cdot (1+m)^{\tau\beta} \cdot s_k^\alpha \cdot x^\gamma \cdot s_w^\eta}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma-\eta}} \quad (11)$$

Para la estimación econométrica, se toman logaritmos de la ecuación (11), por lo que:

$$\begin{aligned} \ln(y^*) = & \frac{\beta}{x} \ln(s_h) + \frac{\theta\beta}{x} \ln(1+p) + \frac{\tau\beta}{x} \ln(1+m) + \frac{\alpha}{x} \ln(s_k) + \frac{\gamma}{x} \ln(x) \\ & + \frac{\eta}{x} \ln(s_w) - \frac{\alpha + \beta + \gamma + \eta}{x} \ln(n + g + \delta) \end{aligned} \quad (12)$$

Donde  $x=1-\alpha-\beta-\gamma-\eta$ . Dado que no existen datos del ingreso por unidad de trabajo efectivo, la expresión anterior se reescribe como ecuación del ingreso *per cápita*. Así, como si  $y=Y/AL=\hat{y}/A$  ( $\hat{y}$ : ingreso *per cápita*), y considerando que  $\ln(y)=\ln(\hat{y})-\ln(A)$ , se tiene:

$$\begin{aligned} \ln(\hat{y}) = & \ln(A) + \frac{\beta}{x} \ln(s_h) + \frac{\theta\beta}{x} \ln(1+p) + \frac{\tau\beta}{x} \ln(1+m) \\ & + \frac{\alpha}{x} \ln(s_k) + \frac{\gamma}{x} \ln(x) + \frac{\eta}{x} \ln(s_w) \\ & - \frac{\alpha + \beta + \gamma + \eta}{x} \ln(n + g + \delta) \end{aligned} \quad (13)$$

Se puede expresar el nivel de tecnología  $A$  como el producto del *stock* inicial,  $A_0$ , y la tasa de crecimiento exógena,  $g$ , y algún shock específico del país, esto es,  $A = A_0 \cdot e^{gt+\varepsilon}$ . En donde  $A_0$  son factores específicos a cada país como la dotación de recursos, instituciones, ambiente de negocios, estructura legal, crisis económica, clima, etc. Con esto, la ecuación anterior puede escribirse como:

$$\begin{aligned} \ln(\hat{y}) = & \ln(A_0) + gt + \frac{\beta}{x} \ln(s_h) + \frac{\theta\beta}{x} \ln(1+p) + \frac{\tau\beta}{x} \ln(1+m) \\ & + \frac{\alpha}{x} \ln s_k + \frac{\gamma}{x} \ln(x) + \frac{\eta}{x} \ln(s_w) \\ & - \frac{\alpha + \beta + \gamma + \eta}{x} \ln(n + g + \delta) \end{aligned} \quad (14)$$

La ecuación (14) especifica los factores que determinan el nivel del ingreso *per cápita* de estado estacionario: *stock* inicial de tecnología ( $A_0$ ), tasa exógena de crecimiento de la tecnología ( $g$ ), ahorro doméstico para la inversión en educación ( $s_h$ ) y en capital ( $s_k$ ), innovación de producto ( $1+p$ ) y desbordamiento internacional del conocimiento ( $1+m$ ) que amplían la acumulación de capital humano, exportaciones ( $x$ ) que financian la acumulación de capital, ahorro extranjero para la inversión en capital tecnológico ( $s_w$ ), que incentiva la transferencia restringida de capacidades productivas mediante la integración comercial, crecimiento de la población ( $n$ ) con efecto negativo en el nivel de ingreso *per cápita* y la depreciación del capital ( $\delta$ ). Esta especificación se centra en la contribución del comercio internacional a la acumulación. La apertura, expresada en los términos ( $1+m$ ) y ( $s_w$ ), impacta en la acumulación de capital físico y humano, a través del conocimiento que se difunde sobre toda la economía, y el cual se transfiere desde el extranjero a través de empresas multinacionales hacia la economía doméstica. Así, el nivel del ingreso *per cápita* depende de los determinantes en la ecuación (14) que se estiman econométricamente en la siguiente sección, para una muestra de países de ALyC.

### 3. Metodología empírica

La ecuación (14) se estima en un horizonte temporal de 35 años y 21 países, por lo que se siguen técnicas de series de tiempo y de panel. El análisis consiste en calcular primero las pruebas de raíz unitaria desde el enfoque de cointegración de panel, con la intención de determinar el orden de integración de las variables en (14). En una segunda etapa, se establece si estas mismas variables están cointegradas en un sistema estable de largo plazo. En caso afirmativo, se procede a determinar el sentido de las relaciones entre estas variables. En la siguiente fase, se profundiza en la relación de cointegración, por lo que (14) se estima siguiendo el método de mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (MCO-CM), sugerido por Pedroni (2000).

De este modo, la variable dependiente se representa por un vector de los ingresos *per cápita* y las explicativas corresponde a un vector del *stock* de tecnología,  $\ln(A_0)$ , y su tasa de crecimiento,  $g$ ; una matriz que contiene todas las variables independientes,  $k$ , para cada país latinoamericano. En este caso, estas variables son los logaritmos: de las tasas de crecimiento de la población y de la tecnología, más la tasa de depreciación ( $n+g+\delta$ ); de la acumulación del capital ( $s_k$ ); de la acumulación de capital importado “libremente” ( $x$ ); de la acumulación de capital humano a través de la educación ( $s_h$ ); del aprendizaje en la práctica ( $1+p$ ); de la transferencia de conocimiento ( $1+m$ ) y de la acumulación de capital en el extranjero, que se difunde

“exclusivamente” a través de las empresas vinculadas con diferentes países (*sw*).

En este documento se prueba la existencia de relaciones estables de largo plazo, desde una perspectiva de panel. Al respecto, la literatura propone dos enfoques para determinar la cointegración en el panel. Por un lado, las metodologías de Pedroni (1997 y 1999), McCoskey y Kao (1998) y Kao (1999) plantean como hipótesis nula la no cointegración, que se prueba usando los residuos de la regresión de panel. Por el otro, las pruebas de Groen y Kleibergen (2003) y Larsson, Lyhagen y Löthgren (2001), siguen un enfoque de máxima verosimilitud.

La prueba de Pedroni (1999) considera la heterogeneidad, por lo que incorpora parámetros específicos a cada unidad transversal. Una vez establecida la cointegración en el panel, la estimación se basa en la metodología de MCO-CM (Pedroni, 2000). Dada la heterogeneidad existente entre las economías estudiadas, los resultados que se obtengan serán más robustos puesto que el estimador utiliza una corrección semi-paramétrica, para eliminar la correlación de largo plazo entre el vector de cointegración y las innovaciones en los regresores. Así, el estimador MCO-CM produce tanto errores estándar como estadísticos *t* consistentes. De acuerdo con Amadou (2008), entre las técnicas de cointegración de panel, el estimador MCO-CM tiene la ventaja de considerar la posible autocorrelación y heteroscedasticidad de los residuos, la potencial endogeneidad de los regresores y de ser asintóticamente insesgado.

Asimismo, la prueba de Pedroni tiene dos especificaciones al considerar la cointegración heterogénea y homogénea, respectivamente. En la primera, el estimador se basa en la dimensión temporal del panel que permite obtener estimaciones de la relación de largo plazo, para cada sección cruzada en el panel (*within dimension*). En la segunda, el estimador considera la dimensión de corte transversal en el panel (*between dimension*). En este caso, las estimaciones representan el valor medio de los vectores de cointegración, es decir, los vectores son idénticos para todas las unidades en el panel.

La mayoría de las especificaciones empíricas son de cointegración homogénea, lo que parece plausible, incluso para el actual análisis. Sin embargo, esta estructura es demasiado restrictiva (Breitung y Pesaran, 2005); asimismo, permitir que todos los parámetros sean específicos para cada unidad, reduce el sentido mismo del panel. Por tanto, resulta más importante identificar parámetros probablemente similares para el conjunto de países estudiados, al tiempo que se permite cierto grado de heterogeneidad.

Por otro lado, siguiendo a Pesaran (1997), la cointegración heterogénea implica la pérdida de grados de libertad, lo que reduce la consistencia de las estimaciones, dado el tamaño relativo reducido de la muestra actual. En contraste, la estimación homogénea es más eficiente, aunque se corre el riesgo de estimaciones inconsistentes si se asumen los mismos parámetros para todos los países, cuando de hecho no lo son. En este caso, la ecuación (14), a manera análisis de robustez, se estima siguiendo ambos enfoques.

Asimismo, si se encuentra una relación estable de largo plazo en el panel, entonces las estimaciones MCO son superconsistentes y eficientes, además que no requieren ausencia de correlación entre la variable dependiente, las variables explicativas y el término de error (Stock, 1987). A pesar de ello, estas estimaciones en panel se ven afectadas por sesgos asintóticos, excepto cuando los regresores son estrictamente exógenos. Por tanto, los errores estándar de la estimación MCO generalmente no generan inferencias válidas. Las estimaciones a través de MCO se presentan para un análisis de robustez.

### 3.1 Datos

El estudio se realiza para un conjunto de 21 países de ALyC (tabla 1). Estos países comparten características en sus estructuras productivas y de consumo de tal manera que conforman una región económica. Es decir, este subconjunto países es relativamente homogéneo con respecto a los elementos socioeconómicos. El periodo considerado es 1977-2011, para un total de 35 años. La muestra es de panel balanceado. Los datos del PIB *per cápita* (*pibpc*) se toman del *Penn World Table* versión 7.0. Los datos del crecimiento de la población se obtienen del *World Development Indicators* (WDI) 2011. Siguiendo a Mankiw *et al.* (1992), las tasas de depreciación y de crecimiento de la tecnología son aproximadamente del cinco por ciento ( $g+\delta=5\%$ ), que se suma a  $n$ , para formar la variable *poptd*. El signo esperado es negativo. Se emplea la formación bruta de capital como porcentaje del PIB (*fbk\_pib*), para aproximar la inversión en el *stock* de capital físico ( $s_k$ ). En la literatura es práctica usual emplear este indicador (véase Lee, Syed y Xueyan, 2012), dado que representa el cambio en el *stock* de capital; al tiempo que se asume que las razones capital-producto promedio y marginal son iguales. Los datos se toman del WDI 2011. Y el signo esperado de los coeficientes es positivo.

Tabla 1  
Países de América Latina y el Caribe considerados en la muestra

Número	País	Código	Número	País	Código
1	Argentina	arg	12	Honduras	hon
2	Belice	bel	13	Jamaica	jam
3	Bolivia	bol	14	México	mex
4	Brasil	bra	15	Nicaragua	nic
5	Chile	chi	16	Panamá	pan
6	Colombia	col	17	Paraguay	par
7	Costa Rica	cr	18	Perú	per
8	República Dominicana	repd	19	Trinidad y Tobago	tyt
9	Ecuador	ecu	20	Uruguay	uru
10	El Salvador	elsal	21	Venezuela	ven
11	Guatemala	gua			

Fuente: elaboración propia.

El indicador de la tasa de acumulación de capital físico importado directamente es *mmanuf\_pib*. El indicador se construye de acuerdo con la propuesta de Frankel y Romer (1999), quienes estudian el efecto de las exportaciones e importaciones por separado, para lo que escalan estas variables por el PIB real. Así, *mmanuf\_pib* es el cociente de las importaciones manufactureras y el PIB manufacturero. Las importaciones manufactureras incluyen las secciones 5 (químicos), 6 (manufacturas básicas), 7 (maquinaria y equipo de transporte) y 8 (bienes manufacturados misceláneos) de la Clasificación Uniforme del Comercio Internacional revisión 1 (*Standard International Trade Classification*, SITC). Las importaciones se obtienen de la Base de Datos de la CEPAL<sup>7</sup> (BADECEL) y se combinan con los de la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas (ONU), *UN Comtrade Data Base*, para los países y años faltantes.<sup>8</sup>

Siguiendo a Romer (1990), se considera la tasa de alfabetización (*talfab*) como *proxy* de la formación de *H*. El signo esperado es positivo. Los datos se obtienen del WDI 2011. La segunda forma de acumulación de *H* es mediante el aprendizaje por *learning-by-doing*, que se aproxima mediante un índice de descubrimiento de productos. El descubrimiento no significa necesariamente el invento de un nuevo producto; sin embargo, cuando un

<sup>7</sup> Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

<sup>8</sup> Para Venezuela y Paraguay no hay datos disponibles en la base BADECEL, para los años 2006, 2007 y 2008; mientras que para Trinidad y Tobago, la serie se interrumpe desde 2004.

país empieza a producir un nuevo bien en su territorio, sin importar que ya se produjera en otros, inicia un proceso de aprendizaje que crea capital humano. Dada la limitación de datos para el conjunto de países que permitan calcular un índice de introducción de nuevos bienes o datos directos de nuevos bienes producidos, se emplean las exportaciones como *proxies* del *learning-by-doing*, siguiendo la idea del *learning-by-exporting*.<sup>9</sup> La idea es que un bien que se empieza a exportar sistemáticamente representa un descubrimiento “permanente”, que permite la acumulación de conocimiento desde que se inició su producción. Por lo cual, entre mayor el nivel exportado,<sup>10</sup> mayor la formación de *H*.

Para identificar nuevos descubrimientos se sigue la intuición de la propuesta de Feenstra (1994). Para ello, se emplea la serie de exportaciones del SITC, revisión 1, desagregados a cuatro dígitos (alrededor de 1100 grupos de bienes) que se obtuvieron del BADECEL y de la *UN Comtrade Data Base*, bases de datos de la CEPAL y de la ONU, respectivamente. La metodología para reconocer como nuevo un descubrimiento con efectos duraderos, consiste en: identificar cada producto exportado por primera vez con un valor igual o mayor a cien mil dólares, y que se haya exportado al menos durante dos años consecutivos. La variable se etiqueta como *des* y se normaliza para obtener valores entre cero y uno. Entre más cercano esté *des* a la unidad, mayor será el efecto esperado en *pibpc*.

El tercer concepto de *H* es la transferencia de conocimiento, asociado con la noción de capacidad de absorción de un país.<sup>11</sup> Este indicador se construye con base en la propuesta de Narula (2004), e incluye aspectos como: número de líneas telefónicas y de celulares (infraestructura básica); usuarios de internet (instituciones); número de computadoras personales; estudiantes de posgrado en el extranjero, rezagados dos periodos (infraestructura avanzada) y coeficiente de apertura, entendido como la participación del comercio total en el PIB (flujo de conocimiento). Los datos se obtienen de la base de

---

<sup>9</sup> Considerar a las exportaciones como *proxy* del *learning by exporting* se sustenta en el argumento teórico del *learning by exporting*. Al respecto, existen numerosos documentos que encuentran beneficios en términos de productividad derivados de la exportación (Delgado, Fariñas y Ruano, 2002). En este estudio se sigue este enfoque.

<sup>10</sup> Aunque existe un rezago temporal entre el descubrimiento y el inicio de la actividad exportadora, pero puede argumentarse que cuando se exporta un bien por primera vez, el país pasó por un proceso de aprendizaje para producir de forma más eficiente, con menores costos, mejores calidades o diferentes variedades que, en última instancia, le permiten producir domésticamente. Esta idea está en línea con la hipótesis de auto-selección para exportar (véase Clerides, Lach y Tybout, 1998; Serti y Tomasi, 2008; Wagner, 2007).

<sup>11</sup> De acuerdo con Dutrénit y De Fuentes (2009), existen tres dimensiones en las capacidades de absorción: empresa, clusters y país. Este estudio se centra en la última opción, dado el enfoque agregado.

Estadísticas e Indicadores Sociales (BADEINSO). Las variables se normalizan entre cero y uno y se combinan en un índice de capacidad de absorción del conocimiento (*icac*).

Por último, para representar el conocimiento parcialmente excluible, apropiado por las empresas con actividades de I+D, y que sólo se difunde hacia empresas vinculadas en el extranjero, se construye el *stock* de capital tecnológico individual para un conjunto de economías con las que los países mantienen relaciones económicas importantes. El argumento es que una parte de la acumulación de capital tecnológico en las economías avanzadas se difunde a las economías de la región,<sup>12</sup> mediante EMN.

El indicador se construye ponderando el *stock* de capital tecnológico extranjero por la participación del comercio de cada país en el comercio total del país extranjero, para obtener el capital tecnológico extranjero<sup>13</sup> “disponible”. Este último se multiplica por la participación de la IED, que fluye desde esas economías, en el valor de las ventas domésticas. Así, se obtiene el *stock* de capital tecnológico extranjero “disponible” (*sktexd*), que entra a la economía doméstica a través de la IED. Formalmente:  $sktexd_{it} = \sum_{j=i}^n skt_j (C_{ij}/C_j) / (\sum_{j=i}^n IED_{ji}/VD_i)$ , donde *skt* es el *stock* de capital tecnológico en el país extranjero *j*;  $C_{ij}$  es el comercio total entre el país doméstico *i* y el país *j*;  $C_j$  es el comercio internacional total de *j*;  $IED_{ji}$  es la inversión extranjera directa que fluye desde *j* hacia *i*; y,  $VD_i$  son las ventas domésticas de *i*. Los datos de la inversión en I+D de las economías extranjeras se obtienen de la *Stan Data Base* de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), y se completan con la WDI 2011 y las de las oficinas nacionales. Las series de IED se toman de la *United Nations Conference on Trade and Development* (UNCTAD), y ventas domésticas de la BADEINSO de la CEPAL y de oficinas de estadísticas nacionales.<sup>14</sup> En la tabla 2, se presentan las principales estadísticas descriptivas de las series.

<sup>12</sup> La forma natural para representar este conocimiento, parcialmente excluible por las empresas multinacionales, es mediante datos de la presencia de EMN en las economías latinoamericanas. Sin embargo, estas series no están disponibles para el total de países ni para todo el periodo de interés.

<sup>13</sup> El *stock* de capital tecnológico se calcula mediante el método del inventario permanente empleando los gastos en I+D; esto es:  $skt_t = (1-\delta)skt_{t-1} + I_{t-1}$ , con  $\delta$  que es la tasa de depreciación,  $I_{t-1}$ , la inversión en I+D del periodo anterior y  $skt_{t-1}$ , el *stock* de capital tecnológico en *t-1* que se obtiene como  $skt_{t-1} = [(1-\delta)sk_0 + i] / [(1+\nu)]$ , donde *i* es la razón inversión en I+D al producto (PIB),  $\nu$  la tasa de crecimiento de la inversión y  $sk_0$  el *stock* de capital tecnológico inicial.

<sup>14</sup> Los países que se incluyen para crear el *stock* tecnológico extranjero son: Estados Unidos, Alemania, Francia, Reino Unido, España, Italia, Holanda, Bélgica, Portugal, Grecia, Suiza, Suecia, Noruega, Finlandia, Dinamarca, Australia, Nueva Zelanda, Corea y Japón; que son países con los que ALyC tienen mayor grado de integración comercial.

Tabla 2  
Principales estadísticas descriptivas

Variable	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	DE	JB	Prob
<i>pibpc</i>	3,104.20	2,772.28	7,411.38	1,293.94	1,594.49	9.50	0.01
<i>ides</i>	0.03	0.02	0.10	0.01	0.02	5.77	0.06
<i>pob</i>	21,337.7	21,484.5	27,015.6	15,205.9	3,661.60	2.37	0.31
<i>alf</i>	89.45	89.35	91.60	85.71	1.46	2.36	0.31
<i>icac</i>	0.61	0.45	1.69	0.22	0.53	5.82	0.05
<i>sktedal</i>	29,945.09	4,034.53	211,605.80	961.14	45,594.06	71.23	0.00
<i>fbk_pib</i>	0.18	0.17	0.33	0.11	0.06	5.67	0.06
<i>mm_pib</i>	0.19	0.19	0.26	0.11	0.04	0.69	0.71

Nota: DE: desviación estándar, JB-Jarque-Bera, Prob: probabilidad. n: 245 (35 años, 7 variables, 21 países) *sktedal* en miles de millones de dólares (2005=100), *pob* en miles de personas, *pibpc* en dólares (2005=100).

Fuente: elaboración propia.

#### 4. Discusión sobre resultados

Primero se determina si las series son estacionarias, así como el orden de integración, puesto que la prueba de cointegración aplica para variables con el mismo orden de integración. Se consideran tres pruebas de raíz unitaria para detectar el nivel de integración. La tabla 3 muestra los resultados en primeras diferencias. Las pruebas señalan que todas las variables tienen el mismo orden de integración, es decir, I(1).

Lo siguiente es aplicar las pruebas de cointegración de panel de Pedroni para determinar la existencia de relaciones estables de largo plazo. Los resultados se resumen en la tabla 4. Si bien no todas las pruebas rechazan la hipótesis nula, las pruebas panel-PP, panel-ADF, group-PP y group-ADF presentan evidencia para rechazarla al 95% de confianza. Así, se acepta que el sistema integrado por el PIB *per cápita*, población, formación de capital, importaciones manufactureras, alfabetización, descubrimientos, capacidad de absorción y el *stock* tecnológico extranjero, constituye un subsistema económico estable de largo plazo.

Tabla 3  
Pruebas de raíz unitaria

Variable	LLC estadístico	IPS estadístico	PP-F estadístico
$\Delta pibpc$	-10.362	-12.554	481.785
p-value	0.000	0.000	0.000
$\Delta pob$	-2.550	-4.009	196.051
p-value	0.005	0.000	0.000
$\Delta fbk\_pib$	-11.936	-15.095	458.433
p-value	0.000	0.000	0.000
$\Delta mm\_pib$	-0.486	-13.068	388.121
p-value	0.313	0.000	0.000
$\Delta tcalf$	-7.277	-24.539	386.834
p-value	0.000	0.000	0.000
$\Delta ides$	-4.758	-10.962	461.458
p-value	0.000	0.000	0.000
$\Delta icac$	-11.081	-16.957	669.340
p-value	0.000	0.000	0.000
$\Delta sktedal$	-11.632	-24.203	537.586
p-value	0.000	0.000	0.000

Nota: H0: raíz unitaria. La prueba LLC supone un proceso de raíz unitaria común. La prueba PP-Fisher (PP-F) supone un proceso de raíz unitaria individual. Significancia al 1%. Las probabilidades de la prueba PP-F se obtienen usando una distribución asintótica  $\chi^2$ . El resto de las pruebas asumen una distribución asintóticamente normal.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4  
Prueba de Pedroni de cointegración de panel

Prueba	Estadístico	P-value
Panel v	-0.8682	0.8074
Panel rho	1.6707	0.9526
Panel PP	-8.5414	0.0005
Panel ADF	-5.2708	0.0004
Group rho	2.7599	0.9971
Group PP	-9.3468	0.0015
Group ADF	-5.4994	0.0005

Sistema integrado por:

$\Delta lpibpc$   $\Delta lpob$   $\Delta lfbk\_pib$   $\Delta lmm\_pib$   $\Delta ltcalf$   $\Delta lidides$   
 $\Delta licac$   $\Delta lsktedal$

Nota: H0: no cointegración.

Fuente: elaboración propia.

Lo anterior evidencia la existencia de cointegración en el panel, sin embargo, no señala la dirección de la causalidad entre las variables dentro de los subsistemas considerados. Por tanto, es necesario determinar el sentido de dicha relación. Se emplea la prueba de causalidad de Granger para las primeras diferencias de los logaritmos de las series. La tabla 5 agrupa los resultados. A partir de centrar las relaciones entre las distintas variables explicativas y el PIB *per cápita*, se tiene que la hipótesis de no causalidad se rechaza para todas ellas. Así, se entiende que estas variables causan el ingreso *per cápita*, en ALyC.

Tabla 5  
Prueba de causalidad de Granger

Hipótesis	Estadístico F	Probabilidad	Conclusión
<i>tcpob</i> no causa a <i>pibpc</i>	6.6300	0.0000	Rechazo
<i>fbkf_pib</i> no causa a <i>pibpc</i>	14.9589	0.0000	Rechazo
<i>mm_pib</i> no causa a <i>pibpc</i>	18.6749	0.0000	Rechazo
<i>tcalfc</i> no causa a <i>pibpc</i>	21.3305	0.0000	Rechazo
<i>ides</i> no causa a <i>pibpc</i>	26.6960	0.0000	Rechazo
<i>icac</i> no causa a <i>pibpc</i>	2.48376	0.0000	Rechazo
<i>sktedal</i> no causa a <i>pibpc</i>	12.5937	0.0000	Rechazo
<i>pibpc</i> no causa a <i>tcpob</i>	0.5139	0.5984	No Rechazo
<i>pibpc</i> no causa a <i>fbk_pib</i>	16.6770	0.0000	Rechazo
<i>pibpc</i> no causa a <i>mm_pib</i>	68.8612	0.0000	Rechazo
<i>pibpc</i> no causa a <i>tcalf</i>	34.5944	0.0000	Rechazo
<i>pibpc</i> no causa a <i>ides</i>	2.5091	0.0821	No Rechazo
<i>pibpc</i> no causa a <i>icac</i>	6.4396	0.0517	No Rechazo
<i>pibpc</i> no causa a <i>sktedal</i>	2.5766	0.0647	No Rechazo

Nota: las variables aparecen en logaritmos y en primeras diferencias. Observaciones 672. H0: la variable x no causa en el sentido de Granger a la variable y. El estadístico es el de Wald para la hipótesis conjunta en que los coeficientes rezagados asociados a la variable y son todos cero. La causalidad entre *ides* y *pibpc*, y entre *pibpc* e *icac* se acepta para cuatro rezagos.

Fuente: elaboración propia.

El modelo (14) se estima mediante MCO completamente modificados que permiten obtener estimadores comunes insesgados en el largo plazo, y que consideran la heterogeneidad de corto plazo entre los países. En la tabla 6, se presentan las elasticidades calculadas para el periodo 1977-2011. En general, el ingreso *per cápita* depende fuertemente del cambio en el *stock* de capital y de la capacidad de absorción del conocimiento. Ambos coeficientes son significativos y positivos.

En contraste, el crecimiento de la población, alfabetización, *stock* de capital importado directamente y los nuevos descubrimientos afectan negativamente a las economías latinoamericanas. La significancia de las dos primeras variables se acepta con 90% de confianza. El *stock* de capital extranjero propio de las EMN no impacta en el ingreso de la región, por lo que, desde este enfoque, se rechaza la hipótesis de efectos *spillovers*. Dimelis y Papaioannou (2009) encuentran un resultado similar.

Tabla 6  
Estimaciones mediante MCO-CM (*Panel group*)

Variables	Elasticidad	Desviación estandar
Tasa de crecimiento de la población ( <i>dtcpob</i> )	-0.0058	0.0032
Inversión en capital físico ( <i>dfbk_pib</i> )	0.4922	0.0251
Tasa de acumulación de capital físico importado directamente ( <i>dmm_pib</i> )	-0.1991	0.0261
Tasa de crecimiento de la alfabetización ( <i>dtcalf</i> )	-0.0797	0.0442
Índice de descubrimientos de productos ( <i>dides</i> )	-0.0090	0.0038
Índice de capacidad de absorción del conocimiento ( <i>dicac</i> )	0.5152	0.0241
Stock de capital tecnológico extranjero disponible en ALyC ( <i>dsktedal</i> )	0.0005	0.0021
R <sup>2</sup> : 79.1 DW: 2.03		

Nota: MCO-CM: mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados de Pedroni (2000) considerando cointegración homogénea. \*\* significativa al 10%. Todas las variables aparecen en primeras diferencias y en logaritmos. R<sup>2</sup>: r-cuadrada, DW: Durbin Watson.

Fuente: elaboración propia.

Así, prácticamente todas las variables en el modelo tienen impacto estadístico significativo, aunque no todas muestran el signo esperado. Para todos los países, el crecimiento de la población, el avance tecnológico y la depreciación afectan conjuntamente -como se esperaba- de forma negativa al ingreso *per cápita*. La acumulación de capital físico es un elemento que determina positivamente esa variable. Pero es la segunda variable con mayor aportación al ingreso, lo que refleja la posición central de la acumulación de capital para el nivel del ingreso *per cápita*. Aravena (2010) señala la relevancia de esta variable, cuando afirma que el crecimiento del PIB en la región se basa principalmente en la acumulación de capital.

El coeficiente del capital físico extranjero empleado en la economía doméstica que se compra directamente (*mm\_pib*), tiene efecto negativo, lo

que es contrario a lo esperado. Esto significa que la importación de bienes de capital tiene efecto negativo en el nivel de ingreso, aunque relativamente bajo; lo cual se explica porque los países con reducidos niveles de desarrollo (bajo ingreso *per cápita*) tienen limitadas capacidades para absorber esa nueva tecnología (bajo capital humano). El efecto de la tecnología parece pasar por un proceso de aprendizaje; la adaptación eficiente toma tiempo para repercutir en los índices de productividad. Esto puede deberse a que el modelo tecnológico y de innovación en ALyC se centra en la importación de tecnología y deja, en segundo plano, los esfuerzos de adaptación y generación de tecnología propia (SELA, 2012).

El aumento de la tasa de alfabetización, contrario a lo esperado, afecta negativamente el nivel de ingreso de los países, insinuando que el impacto favorable del capital humano y en particular del grado de escolaridad, se recoge en otros factores como la transferencia de conocimiento (*icac*). El signo negativo implica que aumentar la educación de la población, en general, no recupera la inversión en su totalidad. Más personas que sepan leer y escribir significa, en promedio, menor nivel de ingreso, sugiriendo la existencia de lo que en este documento se denomina: “trampa de la alfabetización”. Esta idea es congruente con lo encontrado en una serie de estudios de Hanushek y Woessmann (2009, 2011, 2012); quienes, en particular, señalan que un aspecto crucial que explica la mayor pobreza actual de ALyC, en comparación con el periodo de pos-guerra, son los bajos logros educativos.

Asimismo, este hallazgo corrobora los hechos estilizados discutidos en la literatura, con respecto a que la tasa de escolaridad es inconsistente con el desempeño económico (Pritchett, 1997); por ende, deben considerarse aspectos relacionados con la calidad de la educación. Al respecto, Hanushek y Woessmann (2009) afirman que el pobre crecimiento económico en los países de Latinoamérica se explica por la pobre calidad de la educación.<sup>15</sup> Por un lado, mejorar la forma en que se aprende a leer y escribir y, por otro lado, adquirir otras capacidades relacionadas con la educación y el trabajo, podría eliminar ese círculo perverso.

La variable *des* se introdujo para medir el impacto del *learning-by-doing* en el *pibpc*. Y el signo, contrario a lo esperado, resulta negativo. Esto señala que, para todos los países de la región, el descubrimiento de nuevas actividades las afecta desfavorablemente: a mayor número de productos

---

<sup>15</sup> Hanushek y Woessmann (2009) muestran que las habilidades cognitivas contribuyen a las diferencias en el crecimiento entre países de la OCDE. En particular, afirman que un aumento de una desviación estándar en el desempeño educativo, definido como una calificación de 100 puntos en la escala de PISA, genera una tasa de crecimiento promedio anual de 1.86% más alta.

exportados, menor el ingreso *per cápita*. Una posible razón de este resultado se encuentra en la forma en que se construyó este indicador. Es difícil determinar con exactitud cuándo ocurre un nuevo descubrimiento. Los nuevos bienes exportados podrían producirse domésticamente algún tiempo antes de que se exportaran por primera vez. Lo que implicaría que se alcanzaron tasas de aprendizaje que sentaron las bases y capacidades para iniciar con el proceso exportador, por lo que el efecto del descubrimiento pudo disiparse en el tiempo. Además, el rango de quinientos mil dólares y dos años se fijó de forma arbitraria -y no incluye ajustes por inflación-, lo que pudo considerar un número mayor de descubrimientos cuando de hecho no lo son, reflejándose en el signo o, alternativamente, en que las empresas se autoseleccionaron erróneamente.

En contraste con las dos *proxies* anteriores, el índice compuesto de transferencia de tecnología *icac*, formado por elementos de infraestructura básica, tecnológica y comercio internacional, tiene el signo positivo esperado y es significativo. Inclusive, esta variable es la de mayor contribución al ingreso *per cápita* en la región, por arriba del *stock* de capital físico. Las variables dentro de *icac* son decisivas para la difusión, adquisición y absorción internacional del conocimiento y, por ende, aumenta el *stock* de *H* y el ingreso de los países. Este resultado está en línea con Laborda, Sotelsek, y Guasch (2012), quienes condicionan los *spillovers* en Latinoamérica a la capacidad de absorción.<sup>16</sup>

Por último, el coeficiente del *stock* de capital tecnológico extranjero disponible (*sktexd*) tiene signo positivo, aunque no es significativo. Esto puede explicarse de dos formas diferentes. Una, que el conocimiento generado en el extranjero y recogido en esta variable, mide aquella parte que es empleada en las economías domésticas únicamente por EMN y, que al menos por un tiempo, mantienen sin difusión al resto de las firmas, con lo cual se genera un monopolio temporal o alguna distorsión en la estructura de mercado que impide un efecto positivo en la producción. Dos, que para el caso de ALyC, la IED puede no ser un difusor efectivo de conocimiento desde los países avanzados, pues la producción localizada en la región es en etapas de producción no intensivas en capital o conocimiento, lo que limita, en última instancia, el efecto en el ingreso.

Por otra parte, las estimaciones con coeficientes específicos para cada país se resumen en la tabla 7. En el panel (A), se presentan las estimaciones MCO-CM considerando cointegración heterogénea. En el panel (B), para efectos de comparación, se muestran las estimaciones MCO. En general, los

---

<sup>16</sup> Ciertamente, no todos los aspectos relacionados con la transferencia de tecnología están en *icac*, como factores institucionales, sin embargo una parte importante es capturada de tal forma que resulta significativa.

resultados son consistentes con los reportados para la estimación homogénea (tabla 6). Esto es, la significancia y signos tienden a coincidir en ambas estimaciones. La capacidad explicativa en ambas estimaciones es relativamente elevada y similar ( $R^2:0.791$  y  $R^2:0.787$ ), lo que implica que otros aspectos no incluidos en el modelo tienen efecto limitado en el nivel de ingreso de los países latinoamericanos. Un alto número de coeficientes muestran significancia estadística (más del 65% de los regresores son significativos). En este sentido, la significancia global es buena. Se considera que los resultados son robustos, luego de aplicar las correcciones necesarias para enfrentar problemas de multicolinealidad, autocorrelación y heteroscedasticidad.<sup>17</sup>

El coeficiente de la tasa de crecimiento de la población (*poptd*) tiene el signo esperado para la mayoría de los países, ya que la incorporación de mano de obra a la actividad productiva genera un aumento más que proporcional en la producción. Así, la acumulación de capacidades de *L* favorece el ingreso; *poptd* tiene el mayor efecto en Belice, Trinidad y Tobago y Brasil.

Para todos los países el *stock* de capital tiene repercusiones positivas en el *pibpc*. Destacan Paraguay, México y Argentina con coeficientes superiores al 0.80. La apertura comercial, representada por las importaciones de bienes de capital, es significativa para las economías de la región, aunque el efecto es negativo para casi todos los países, lo que coincide con los resultados de Buitrago (2009). Uruguay es el único país donde *mm\_pib* registra un efecto positivo y significativo del orden 0.127, lo que implica que ha asimilado, en mayor medida, los efectos de esa tecnología extranjera. Asimismo, este efecto es no significativo para Argentina y Brasil.

---

<sup>17</sup> La multicolinealidad entre las variables explicativas se determinó mediante el factor de inflación de la varianza (FIV). Donde  $FIV=1/(1-R_j^2)$ ,  $R_j^2$  se obtiene de la regresión de la *j*-ésima variable independiente con respecto a las demás, excepto la dependiente. Es práctica común aceptar que un FIV de 10 señale multicolinealidad alta. En la estimación no parece existir problemas de este tipo. Los resultados generales se presentan en la tabla A1 del anexo. Asimismo, no se encontró evidencia de autocorrelación de primer orden AR(1), el valor de la prueba de Wooldridge fue de 4.128 con un p-value de 0.3411. Finalmente, dado que el estimador MCO-CM trata simultáneamente la autocorrelación y la heteroscedasticidad, la prueba LM sugerido por Greene (2000) no señala problemas de heteroscedasticidad. El valor estimado de la prueba fue de -26.801. Los resultados de las pruebas de Greene y Wooldridge aparecen en la tabla A2 del anexo.

Tabla 7a  
**Estimaciones de la relación de cointegración por país**

Estimaciones MCO-CM (within dimension)							
Pais	$\Delta t_{cpob}$	$\Delta f_{bk\_pib}$	$\Delta m_{m\_pib}$	$\Delta t_{calf}$	$\Delta ides$	$\Delta icac$	$\Delta sktedal$
arg	5.973*	0.799*	-0.073	-2.404***	0.001	-0.093	0.075**
	[1.951]	[0.039]	[0.0477]	[1.439]	[0.010]	[0.106]	[0.041]
bel	-11.208*	0.384*	-0.019	0.861	-0.010**	-0.245*	-0.025
	[2.391]	[0.085]	[0.054]	[1.381]	[0.005]	[0.094]	[0.023]
bol	-6.114*	0.291*	-0.091	-0.369**	-0.003	0.176***	0.012
	[2.659]	[0.072]	[0.664]	[0.202]	[0.006]	[0.098]	[0.008]
bra	-8.923*	0.795*	-0.028	1.248*	0.008***	0.058	0.016**
	[1.723]	[0.078]	[0.120]	[0.573]	[0.005]	[0.119]	[0.008]
chi	-4.296*	0.645*	-0.316**	2.906**	-0.005	0.121***	-0.009*
	[2.127]	[0.107]	[0.159]	[1.520]	[0.014]	[0.0670]	[0.005]
col	2.210*	0.709*	-0.392*	0.815*	-0.021***	0.295*	-0.005
	[0.732]	[0.071]	[0.113]	[0.348]	[0.013]	[0.142]	[0.005]
cr	-6.170	0.592*	-0.191**	5.608*	0.008	0.190**	0.006
	[2.996]	[0.124]	[0.101]	[2.447]	[0.010]	[0.097]	[0.015]
repd	-3.327	0.672*	-0.233*	8.115**	0.001	-0.099	-0.006**
	[2.562]	[0.057]	[0.056]	[4.447]	[0.008]	[0.069]	[0.003]
ecu	0.451	0.628*	-0.481*	-2.878**	0.012	0.088***	0.010
	[8.957]	[0.056]	[0.081]	[1.531]	[0.008]	[0.054]	[0.011]
elsal	3.136*	0.431*	-0.109**	-1.865**	-0.006	0.003	-0.003
	[0.991]	[0.084]	[0.055]	[0.966]	[0.010]	[0.110]	[0.012]
gua	-4.800***	0.576*	-0.290**	-0.067***	-0.005	-0.035	0.002
	[2.989]	[0.112]	[0.061]	[0.040]	[0.007]	[0.140]	[0.004]
hon	3.031	0.384*	-0.316*	-1.749*	-0.002	-0.036	0.006
	[5.839]	[0.124]	[0.128]	[0.781]	[0.016]	[0.240]	[0.007]
jam	-5.711*	0.636*	-0.283*	-0.482*	0.011**	-0.420**	-0.002
	[1.792]	[0.136]	[0.150]	[0.214]	[0.006]	[0.219]	[0.004]
mex	-3.470*	0.818*	-0.103**	0.365	-0.010	0.061*	-0.005**
	[1.214]	[0.044]	[0.057]	[0.167]	[0.007]	[0.019]	[0.003]
nic	-8.513**	0.080**	0.051**	-0.175*	-0.006**	-0.108**	0.002
	[4.458]	[0.042]	[0.029]	[0.083]	[0.003]	[0.055]	[0.003]
pan	-1.043*	0.123*	0.023	-2.577	0.001	0.010	0.008*
	[0.491]	[0.050]	[0.076]	[2.371]	[0.006]	[0.116]	[0.003]
par	10.138	0.912*	-0.040	-1.331*	0.001	-0.201*	0.003**
	[9.366]	[0.057]	[0.045]	[0.599]	[0.007]	[0.094]	[0.002]
per	-10.239	0.728*	-0.172*	2.000**	0.002	0.084*	0.004**
	[8.826]	[0.054]	[0.061]	[1.077]	[0.005]	[0.091]	[0.002]
tyt	-10.010**	0.407*	-0.357*	-6.515	-0.015	0.523**	0.004
	[5.193]	[0.141]	[0.154]	[7.240]	[0.028]	[0.280]	[0.009]
uru	-2.629*	0.728*	0.127*	-5.477***	0.004	-0.293**	0.001
	[1.257]	[0.082]	[0.060]	[3.194]	[0.009]	[0.160]	[0.004]
ven	4.150*	0.590*	-0.508*	-1.729	-0.004	0.241*	0.014**
	[1.348]	[0.057]	[0.083]	[1.842]	[0.009]	[0.078]	[0.008]

R<sup>2</sup>: 78.7 DW: 1.85

Nota: MCO-CM: mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados de Pedroni (2000) considerando cointegración heterogénea. \*, \*\* y \*\*\* niveles de significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar entre corchetes.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 7b  
Estimaciones de la relación de cointegración por país

Estimaciones MCO							
Pais	$\Delta tcpob$	$\Delta fbk\_pib$	$\Delta mm\_pib$	$\Delta calf$	$\Delta ides$	$\Delta icac$	$\Delta sktedal$
arg	18.252 [36.558]	0.788* [0.029]	-0.089* [0.035]	9.162 [13.282]	-0.001 [0.007]	0.004 [0.070]	0.006 [0.005]
bel	-37.744* [10.267]	0.192* [0.055]	-0.028 [0.026]	0.427 [1.237]	-0.005 [0.005]	0.016 [0.087]	-0.001 [0.003]
bol	-31.528* [10.097]	0.236* [0.023]	-0.041 [0.022]	0.706 [0.926]	-0.002 [0.002]	0.233* [0.035]	-0.009* [0.003]
bra	18.655 [59.687]	0.732* [0.045]	-0.103 [0.073]	-2.226 [1.902]	0.007 [0.007]	0.024 [0.068]	0.002 [0.004]
chi	66.723 [43.319]	0.539* [0.070]	-0.235 [0.114]	29.260* [14.620]	0.002 [0.009]	0.331* [0.122]	0.002 [0.007]
col	4.189 [6.998]	0.645* [0.040]	-0.317* [0.065]	0.452 [1.479]	-0.001 [0.003]	0.222* [0.069]	-0.004 [0.003]
cr	-11.442 [9.556]	0.594* [0.062]	-0.175* [0.057]	54.648* [14.585]	0.006 [0.005]	-0.159** [0.083]	0.008 [0.008]
repd	5.678 [10.246]	0.588* [0.043]	-0.218* [0.041]	7.147 [4.405]	-0.004 [0.005]	-0.05 [0.052]	-0.008* [0.004]
ecu	1.575 [7.501]	0.587* [0.037]	-0.422* [0.054]	1.831 [2.063]	0.006 [0.005]	-0.01 [0.081]	0.000 [0.006]
elsal	1.132 [4.920]	0.510* [0.047]	-0.138* [0.034]	1.045 [1.508]	-0.009 [0.006]	0.184* [0.067]	-0.001 [0.003]
gua	-1.289 [3.931]	0.575* [0.064]	-0.286* [0.036]	-0.059 [0.073]	-0.006 [0.004]	-0.026 [0.076]	-0.005* [0.003]
hon	-9.352 [40.713]	0.376* [0.073]	-0.309* [0.076]	0.502 [2.366]	0.007 [0.010]	0.063 [0.124]	0.007 [0.005]
jam	25.068** [14.530]	0.671* [0.057]	-0.290* [0.081]	1.559 [1.455]	0.006 [0.005]	-0.392* [0.096]	0.000 [0.003]
mex	-10.078 [11.364]	0.811* [0.023]	-0.085* [0.040]	1.068 [1.373]	-0.011* [0.004]	0.146* [0.061]	-0.005* [0.003]
nic	-24.965* [3.022]	0.088* [0.020]	0.019 [0.017]	0.787 [0.721]	-0.005* [0.003]	-0.088* [0.027]	0.003 [0.002]
pan	-7.137 [10.630]	0.097* [0.030]	0.009 [0.043]	-10.797* [3.554]	0.000 [0.004]	0.116 [0.071]	0.003 [0.003]
par	12.373 [8.185]	0.754* [0.043]	-0.077* [0.034]	-15.409* [6.468]	-0.006 [0.005]	-0.063 [0.062]	0.003 [0.002]
per	-2.674 [9.885]	0.780* [0.044]	-0.150* [0.054]	0.341 [1.356]	0.006 [0.004]	0.091 [0.080]	0.004 [0.003]
tyt	-19.993* [6.676]	0.309* [0.062]	-0.404* [0.063]	-18.587 [31.113]	-0.015 [0.012]	-0.525* [0.199]	0.006 [0.005]
uru	-10.193 [16.179]	0.620* [0.031]	-0.125* [0.037]	21.415 [17.362]	0.006* [0.003]	-0.159* [0.074]	0.000 [0.002]
ven	26.288 [16.372]	0.527* [0.030]	-0.443* [0.041]	-4.832 [5.696]	-0.005 [0.005]	0.085 [0.095]	0.010* [0.005]

R<sup>2</sup>: 73.2 DW: 1.88

Nota: MCO-CM: mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados de Pedroni (2000) considerando cointegración heterogénea. \*, \*\* y \*\*\* niveles de significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar entre corchetes.

Fuente: elaboración propia.

El efecto negativo de la tasa de alfabetización encontrado mediante la estimación de cointegración homogénea si bien sigue existiendo, parece disiparse en cierta medida, cuando se considera el efecto país por país. Cinco coeficientes resultan no significativos (para los países: bel, mex, pan, tyt y ven). La tasa de escolaridad parece impulsar el ingreso *per cápita* en seis países, donde sobresalen Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica. Por el contrario, para Argentina, Ecuador, Bolivia, Jamaica y Uruguay, entre otros, se confirma la existencia de una “trampa de alfabetización”. Además, la elasticidad del ingreso es alta en estos casos (mayor al 2 por ciento), por lo que deben revisarse las políticas educativas en estos países.<sup>18</sup>

Otro elemento que contribuye a la formación de *H* es el *learning-by-doing* (*des*). En las tablas 7a y 7b se aprecia un cierto nivel de significancia de esta variable, en contraste con los resultados registrados en la tabla 6, donde es no significativa. De cualquier forma, es estadísticamente importante solo para un subgrupo de cinco países. En particular, Brasil y Jamaica parecen beneficiarse de producir nuevos bienes de exportación, aunque el nivel de significancia es al 90%. No obstante, si se combinan las bajas elasticidades obtenidas con el hecho de que los capitales extranjeros tienen una presencia importante en estos (principalmente Brasil), entonces se argumenta que las EMN no generan externalidades positivas para la productividad doméstica (efectos *spillovers* limitados). Entonces, parece que existe una pobre relación (positiva) entre el descubrimiento de nuevas actividades y el PIB *per cápita* en la región latinoamericana.

El tercer elemento dentro de *H* es la transferencia de tecnología medida por *icac*, que incluye infraestructura tecnológica. Los resultados son variados: siete coeficientes no son significativos (para los países: arg, bra, repd, elsal, gua, hon, pan); cinco tienen signo negativo (bel, jam, nic, par, uru). Lo que puede ser resultado del efecto de dos factores. Primero, las insuficientes capacidades para cubrir las necesidades tecnológicas de los sectores productivos y sociales en esos tres países (en este grupo se incluyen los países con niveles de penetración más bajos en telefonía celular, número de computadoras y de usuarios de Internet). Segundo, dadas las tasas de apertura comercial relativamente elevadas significa que esas economías no han asimilado las compras de bienes de capital desde el extranjero en procesos productivos locales o, por otro lado, que las ventas hacia el extranjero son de bajo contenido tecnológico o se enfocan a segmentos de mercado poco dinámicos que, en última instancia, significa bajos procesos de transferencia tecnológica y de formación de capital humano. En contraste, para nueve países (bol, chi, col, cr, ecu, mex, per, tyt, ven), este índice es

---

<sup>18</sup> Este resultado debe tomarse con precaución y confirmarse mediante otras estimaciones donde se consideren indicadores de educación alternativos, por ejemplo, los propuestos por Hanushek y Woessmann (2012).

significativo y positivo; señala el efecto favorable en *pihpc*. En conjunto, parece existir una cierta relación respecto a la capacidad de absorción y producción, puesto que el efecto de esta variable es positivo en Trinidad y Tobago y México, que reportan el mayor ingreso *per cápita* y segundo mayor nivel de PIB, respectivamente, en la región.

Por último, contrario al caso de cointegración con valores promedio de los coeficientes, el efecto del *stock* de capital tecnológico extranjero, al que cada país latinoamericano tiene acceso por medio de EMN (que mantienen en su propiedad y explotan directamente), parece ser ambiguo. Esta variable afecta significativamente el ingreso en nueve economías. Lo que implica que doce coeficientes no tienen significancia estadística; indicando que estas economías no han asimilado el capital extranjero que emplean las EMN. Este resultado está en línea con Dimelis y Papaioannou (2009), quienes afirman que los efectos de la IED son positivos pero no significativos para los países en desarrollo.

Los beneficiados de la interacción tecnológica entre EMN y empresas domésticas son Argentina, Brasil, Panamá, Paraguay, Perú y Venezuela. Esto sugiere la idea de que mayores flujos de IED y comercio internacional tienen efectos reales en el ingreso de esos países. Además, implica que la calidad de la IED es mayor que en el caso de los países donde este *stock* no es significativo. En particular, Perú y Venezuela han podido explotar esta tecnología indirecta gracias a su capacidad doméstica de absorción del conocimiento (*icac*, significativo en estas).

En contraste, el *stock* tecnológico afecta de forma negativa el ingreso en países como Chile, República Dominicana y México (aunque el coeficiente es muy reducido).<sup>19</sup> Esto señala que las EMN en estos mercados internalizan la ventaja del conocimiento tecnológico que tienen en su país de origen.

De este modo, se afirma que los efectos *spillovers* derivados de este capital tecnológico están ausentes en la región latinoamericana; confirmándose los hallazgos de Yamin y Sinkovics (2009), para quienes los flujos de IED, materializados en actividades productivas de empresas multinacionales, tienen efectos difusos en los niveles y tipos de inversión con bajo o ningún potencial de *spillovers* positivos. En concreto, la ventaja exclusiva que poseen las EMN en su mercado de origen (conocimientos, recursos, tecnología específica, etc.) y que emplean en algún grado en sus filiales, no parece mejorar el ingreso de los países latinoamericanos. Si bien el coeficiente estimado es bajo, debe recordarse que ese *stock* tecnológico no se

---

<sup>19</sup> Se comprobaron si estos coeficientes eran significativamente diferentes de cero a través de la prueba de Wald. La hipótesis nula no pudo rechazarse para ninguno de estos países, por lo que se considera que el efecto no es negativo.

construye con la idea de beneficiar a las economías extranjeras que, no obstante, favorece el ingreso de seis países.

Por último, se aprecia que los resultados son robustos. En el panel B de las tablas 7a y 7 b se pueden comparar las estimaciones MCO. En general, el valor de los coeficientes es relativamente similar a los resultados obtenidos por cointegración heterogénea vía MCO-CM.

### **Conclusiones**

En este documento se derivó un modelo ampliado de crecimiento neoclásico que incorpora factores como población, capital físico, doméstico e importado, capital humano y capital tecnológico que emplean las empresas extranjeras en el mercado latinoamericano. Esta es una manera alternativa para determinar la importancia del comercio internacional, a partir de funciones neoclásicas del ingreso. Este modelo se aplicó para 21 países de América Latina y el Caribe en 1977-2011, con una metodología de cointegración de panel.

En cuanto al capital humano, se concluye la existencia de un vínculo con el ingreso, según sean o no consideradas las diferencias estructurales entre países. En concreto, el índice de capacidad de absorción del conocimiento es la variable más importante para estimular el PIB *per cápita* en la región. Respecto al *stock* tecnológico del exterior, parece que en promedio, la tecnología de uso exclusivo de las empresas extranjeras localizadas en los países latinoamericanos tiene un impulso limitado sobre el ingreso; no obstante, las estimaciones diferenciadas son ambiguas, aunque parece que el efecto positivo tiende a presentarse en las economías de tamaño intermedio, con la excepción de Brasil, y en las que no siguieron un proceso de apertura comercial rápido o indiscriminado.

Sobre la hipótesis de que el comercio internacional impacta en el nivel de ingreso, se observa que se cumple en términos generales en los países de la región, aunque esta afirmación debe matizarse por países y variables. En general, este efecto es negativo, tal como lo señala Buitrago (2009). Para todos los países, el *stock* de capital físico afecta positivamente el *pibpc*, principalmente a Paraguay y a México. Al respecto, De Gregorio, Giovannini y Wolf (1994), señalan que las bajas tasas de inversión en la región juegan un papel sobresaliente en el potencial de crecimiento de los países de América Latina. Las importaciones de bienes de capital impactan negativamente, excepto en Uruguay, que ha asimilado en mayor medida la tecnología extranjera. Así, la hipótesis de que los países pueden importar

bienes de capital que no producen domésticamente y beneficiarse en términos de productividad, parece no comprobarse en la región de ALyC.

Además, se estimó un signo negativo en la relación entre tasa de alfabetización e ingreso. Considerando la estimación promedio, parece existir una “trampa de alfabetización”, que tiende a comprobarse con la estimación de cointegración heterogénea. No obstante, este efecto negativo tiende a diluirse cuando se consideran las diferencias estructurales entre países. Así, la trampa parece presentarse para diez países, entre ellos Argentina y Venezuela. En este sentido, es crítico adoptar políticas orientadas a mejorar la calidad de la educación, que a su vez, hagan posible que los estudiantes finalicen los niveles básicos de educación y puedan moverse con mejores herramientas hacia niveles superiores de educación. Al respecto, Paus (2003) señala que este aspecto es apremiante para el desarrollo de la región, dado que mejorar la base de capital humano es una estrategia que toma mucho tiempo.

Considerando el *learning-by-doing*, aproximado por los nuevos productos exportados, se tiene que es estadísticamente significativo pero de signo negativo y, en particular, para tres países (dos de las economías más pequeñas). Así, el descubrimiento de productos (mediante la mera imitación), contrae el ingreso *per cápita* en estos países. En cuanto a la transferencia intangible del conocimiento (*icac*), que afecta los procesos productivos y organizacionales, se tiene que, junto con capacidades que permiten su absorción como infraestructura y comercio internacional, desempeña un papel importante en la acumulación de conocimiento, de capital humano y el subsecuente nivel de ingreso. En conclusión, el comercio internacional tiene efectos positivos en el ingreso.

Incluir una variable, derivada de la apertura de las economías latinoamericanas a los capitales extranjeros productivos, permite ampliar el modelo para medir el efecto del *stock* de capital tecnológico extranjero, “disponible” para los países de la región. Los resultados indican que esta variable tiene un débil vínculo con el ingreso *per cápita*. El signo de la relación es positivo para seis países (entre ellos Argentina y Brasil), lo que está en línea con la afirmación de Bengoa y Sánchez (2003), acerca de que la IED en las economías de la región está correlacionada con el ingreso *per cápita*. Esto comprueba el argumento de que: entre mayor sea la apertura al extranjero, mayor será el efecto sobre el ingreso doméstico.

Así, estos factores tienen la capacidad de afectar el ingreso al aumentar la actividad del mercado, la especialización, la productividad, la frontera de producción, y la disponibilidad de productos diferenciados. Por ende, las implicaciones de política para las economías de ALyC son claras: fomentar

la educación de calidad, propiciar la transferencia de tecnología mediante la IED y la importación directa, así como la acumulación de conocimiento y su capacidad de absorción.

**Anexo**

Tabla A1

**Prueba de multicolinealidad (modelo de cointegración homogénea)**

<b>Factor de inflación de la varianza (FIV)</b>			
	<b>R<sup>2</sup> promedio</b>	<b>FIV</b>	<b>Conclusión</b>
arg	0.8732	7.8852	No multicolinealidad
bel	0.8169	5.4627	No multicolinealidad
bol	0.8783	8.2171	No multicolinealidad
bra	0.8890	9.0096	No multicolinealidad
chi	0.8443	6.4225	No multicolinealidad
col	0.8301	5.8853	No multicolinealidad
cr	0.8512	6.7217	No multicolinealidad
repd	0.7297	3.6990	No multicolinealidad
ecu	0.8581	7.0476	No multicolinealidad
elsal	0.7255	3.6430	No multicolinealidad
gua	0.8016	5.0394	No multicolinealidad
hon	0.8045	5.1163	No multicolinealidad
jam	0.7045	3.3840	No multicolinealidad
mex	0.8059	5.1518	No multicolinealidad
nic	0.8235	5.6672	No multicolinealidad
pan	0.7850	4.6501	No multicolinealidad
par	0.7926	4.8207	No multicolinealidad
per	0.8178	5.4893	No multicolinealidad
tyt	0.8302	5.8892	No multicolinealidad
uru	0.8079	5.2048	No multicolinealidad
ven	0.8819	8.4651	No multicolinealidad

Nota: Se obtienen las R2 a partir de regresiones auxiliares de cada una de las variables dependientes con el resto de ellas. Para resumir el análisis, únicamente se muestra la R2 promedio de todas las regresiones para cada país. Ver tabla 1 para las abreviaciones de países.

Fuente: elaboración propia.

Tabla A2  
Pruebas de heteroscedasticidad y autocorrelación

Prueba LM de heteroscedasticidad (Greene, 2000)					
$s^2_1$	0.003735	$s^2_8$	0.004897	$s^2_{15}$	0.002705
$s^2_2$	0.004697	$s^2_9$	0.002568	$s^2_{16}$	0.006368
$s^2_3$	0.001598	$s^2_{10}$	0.003028	$s^2_{17}$	0.006498
$s^2_4$	0.003354	$s^2_{11}$	0.002318	$s^2_{18}$	0.003222
$s^2_5$	0.004241	$s^2_{12}$	0.006623	$s^2_{19}$	0.012758
$s^2_6$	0.001365	$s^2_{13}$	0.003114	$s^2_{20}$	0.004591
$s^2_7$	0.004023	$s^2_{14}$	0.002748	$s^2_{21}$	0.004547
$n$	21			$s^2$	0.0036
$T$	35			$\chi^2$	-26.8018
$\acute{e}e$	2.6481			$\chi^2_{(21)}$	32.1721

**Prueba de autocorrelación (Wooldridge, 2002)**

F: 4.128

*p value*: 0.3411

Nota: la prueba heteroscedasticidad de Greene (2000) considera una H0: homocedasticidad. El nivel de confianza es al 99%. La prueba de Wooldridge (2002) supone una H0: no autocorrelación de primer orden. Ver tabla 1 para las abreviaciones de países.

Fuente: elaboración propia.

**Referencias**

Amadou, D. (2008). "Exchange rate volatility and investment. A panel data cointegration approach". *MPRA Paper No. 13130*.

Aravena, C. (2010). "Estimación del crecimiento potencial de América Latina", *Serie Macroeconomía del Desarrollo de la CEPAL No. 106*.

Baldwin, R., Martin, P. y Ottaviano, G. (2001). "Global income divergence, trade and industrialization: The geography of growth take-off". *Journal of Economic Growth*, 6(1), 5-37.

Bengoa, M. y Sánchez, B. (2003). "Foreign Direct Investment, economic freedom and growth: New evidence from Latin America". *European Journal of Political Economy*, 19(3), 529-545.

Breitung, J. y Pesaran, M. (2005). "Unit roots and cointegration in panels." *Discussion Paper Series: 1 Economic Studies No. 42/2005*. Frankfurt: Deutsche Bundesbank.

**136 Ensayos Revista de Economía**

Buitrago, R. (2009). "Reformas comerciales (apertura) en América Latina: Revisando sus impactos en el crecimiento y el desarrollo". *Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 17(2), 119-132.

Carkovic, M. y Levine, R. (2005). Does Foreign Direct Investment accelerate growth? En Moran, T., Graham, E. y Blomström, M. (Eds), *Does Foreign Direct Investment promote development?* Estados Unidos: Peterson Institute for International Economics.

Clrides, S., Lach, S. y Tybout, J. (1998). "Is learning by exporting important? micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico and Morocco". *Quarterly Journal of Economics*, 454(3), 903-947.

Coe, D. y Helpman, E. (1995). "International R&D spillovers". *European Economic Review*, 39(5), 859-887.

Coe, D., Helpman, E. y Hoffmaister, A. (1997). "North-South R&D spillovers". *Economic Journal, Royal Economic Society*, 107(440), 134-149.

De Gregorio, J., Giovanninin, A. y Wolf, H. (1994). "International evidence on tradables and nontradables inflation". *European Economic Review*, 38(6), 1225-1244.

Delgado, M., Fariñas, J. y Ruano, S. (2002). "Firm productivity and export markets: A nonparametric approach". *Journal of International Economics*, 57(2), 397-422.

Dimelis, S. y Papaioannou, S. (2009). "FDI and ICT effects on productivity growth: A comparative analysis of developing and developed countries", *European Journal of Development Research*, 22(1), 79-96.

Dunning, J.H. (2008). *Multinational enterprises and the global economy*. California, U.S.: Addison-Wesley.

Dutrénit, G. y De Fuentes, C. (2009), Theoretical approaches of absorptive capacities and knowledge spillovers. En Dutrénit, G. (Ed.), *Regional innovation systems: A place for the development of SMEs*. México: UAM-X.

Eeckhout, J. y Jovanovic, B. (2002). "Knowledge spillovers and inequality". *American Economic Review*, 92(5), 1290-1307.

Feenstra, R. (1994). "New product varieties and the measurement of international prices". *American Economic Review*, 84(1), 157-177.

\_\_\_\_\_ (2003). *Advanced international trade: Theory and evidence*. New York, USA: Princeton University Press.

Feenstra, R. y Markusen, J. (1994). "Accounting for growth with new inputs". *International Economic Review*, 35(2), 429-447.

Feenstra, R. y Kee, H. (2004). "Export variety and country productivity". *World Bank: Research Working Paper, no. 3412*. Washington, D.C.: World Bank.

Felbermayr, G. (2005). "Dynamic panel data evidence on the trade-income relation". *Review of World Economics*, 141(4), 583-611.

Frankel, J. y Romer, D. (1999). "Does trade cause growth?". *American Economic Review*, 89(3), 379-399.

Glass, A. y Saggi, K. (2002). "Multinational firms and technology transfer". *Scandinavian Journal of Economics*, 104(4), 495-513.

Görg, H. y Greenaway, D. (2004). "Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment?". *World Bank Research Observer*, 19(2), 171-197.

Greene, W.H. (2000). *Econometric analysis*. Prentice Hall.

Griffith, R., Redding, S. y Simpson, H. (2003). "Productivity convergence and foreign ownership at the establishment level". *CEP Discussion Papers No. 0573*. London: Centre for Economic Performance, LSE.

Groen, J. y Kleibergen, F. (2003). "Likelihood based cointegration analysis in panels of vector error correction models". *Journal of Business and Economics Statistics*, 21(2), 295-318.

Hansen, H. y Rand, J. (2006). "On the causal links between FDI and growth in developing countries". *Discussion papers 04-30*. Institute of Economics, University of Copenhagen.

Hanushek, E. y Woessmann, L. (2009). "Schooling, cognitive skills, and the Latin American growth puzzle". *NBER Working Paper 15066*.

\_\_\_\_\_ (2011). "Sample selectivity and the validity of international student achievement tests in economic research". *Economic Letters*, 110(2), 79-82.

\_\_\_\_\_ (2012). "Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle". *Journal of Development Economics*, 99(2), 497-512.

Kao, C. (1999). "Spurious regression and residual based tests for cointegration in panel data". *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.

Keller, W. (2000). "Do trade patterns and technology flows affect productivity growth?". *World Bank Economic Review*, 14(1), 17-47.

Kinosita, Y. (2001). "R&D and technology spillovers via FDI: Innovation and absorptive capacity." *William Davidson Institute Working Paper No 329*. University of Michigan Business School.

138 *Ensayos Revista de Economía*

Laborda, L., Sotelsek, D. y Guasch, J. (2012). "Innovative and absorptive capacity of international knowledge. An empirical analysis of productivity sources in Latin American countries". *The World Bank Policy Research Working Paper No. 5931*.

Lane, P., (2001). "International trade and economic convergence: The credit channel". *Oxford Economic Papers*, 53(2), 221-240.

Larsson, R., Lyhagen, J. y Löthgren, M. (2001). "Likelihood based cointegration tests in heterogeneous panels". *The Econometrics Journal*, 4(1), 109-142.

Lee, I., Syed, M. y Xueyan, L. (2012). "Is China over-investing and does it matter?". *IMF Working Paper No. 12/277*.

Lucas, R. (1988). "On the mechanics of economic development". *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.

McCoskey, M. y Kao, C. (1998). "A residual based test of the null of cointegration in panel data". *Econometric Reviews*, 17(1), 57-84.

Mankiw, N., Romer, D. y Weil, D. (1992). "A contribution to the empirics of economic growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.

Markusen, J. (2002). *Multinational firms and the theory of international trade*. Cambridge, USA: MIT Press.

Narula, R. (2004). "Understanding absorptive capacities in an "innovation systems" context: Consequences for economic and employment growth". *Danish Research Unit for Industrial Dynamics Working Paper No. 04-02*.

Paus, E. (2003). "Productivity growth in Latin America: The limits of neoliberal reforms". *World Development*, 32(3), 427-445.

Pedroni, P. (1997). "On the role of cross sectional dependency in panel unit root and panel cointegration exchange rate studies". *Indiana University Manuscript*.

\_\_\_\_\_ (1999). "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special, 81(1), 653-670.

\_\_\_\_\_ (2000). "Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels". *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.

Pesaran, M. (1997). "Role of economic theory in modeling the long run". *Economic Journal*, 107(440), 178-191.

Pritchett, L. (1997). "Where has all the education gone?". *Policy Research Working Paper Series No. 1581*.

Redding, S. (1999). "Dynamic comparative advantage and the welfare effects of trade". *Oxford Economic Papers*, 51(1), 15-39.

Rivera-Batiz, L. y Romer, P. (1991). "International trade with endogenous technological change". *European Economic Review*, 35(4), 971-1004.

Romer, P. (1990), "Endogenous technological change". *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102.

Sala-i-Martin, X. (1997). "I just ran two million regressions". *American Economic Review*, 87(2), 178-183.

SELA, (2012). "Desarrollo productivo e industrialización en América Latina y el Caribe". Venezuela: Sistema Económico Latinoamericano y del Caribe.

Serti, F., y Tomasi, C. (2008). "Self-selection and post-entry effects of exports: Evidence from Italian manufacturing firms". *Review of World Economics*, 144(4), 660-694.

Stock, J. (1987). "Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors". *Econometrica*, 55(5), 381-386.

Wagner, J. (2007). "Exports and productivity: A survey of the evidence from firm level data". *The World Economy*, 30(1), 60-82.

Wang, J. (1990). "Growth, technology transfer, and the long-run theory of international capital movements". *Journal of International Economics*, 29(3), 255-271.

Xu, B. y Wang, J. (1999). "Capital goods trade and R&D spillovers in the OECD". *Canadian Journal of Economics*, 32(5), 1258-1274.

Yamin, M. y Sinkovics, R. (2009). "Infrastructure or foreign direct investment? An examination of the implications of MNE strategy for economic development". *Journal of World Business*, (44)2, 144-157.

Yang, B. (2008). "FDI and growth: A varying relationship across regions and over time". *Applied Economic Letters*, 15(2), 105-108.

Zhang, K. (2001). "Does FDI promote economic growth? Evidence from East Asia and Latin America". *Contemporary Economic Policy*, 19(2), 175-185.



*Ensayos Revista de Economía* de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen treinta y dos, número uno, se terminó de imprimir el primero de mayo del año dos mil trece 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.

**E**NSAYOS  
*Revista de Economía*