

ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 49 • N° 1 / JUNIO 2022

ARTÍCULOS

Economic cycles and self-employment: Synthetic Cohort
Analysis for Greater Santiago
Rodrigo Montero, Joaquín Pérez

Transitional dynamics and the evolution of information
transparency: a global analysis
**Andrew David Williams, Tsun Se Cheong,
Michal Wojewodzki**

Determinantes de la sincronización de los ciclos económicos
en América del Norte
Javier Emmanuel Anguiano Pita, Antonio Ruiz Porras

Efectos de la migración venezolana sobre los salarios
en Colombia
**Alix Juliana Obando Arias, Josefa Ramoni-Perazzi,
Isaac Guerrero Rincón**

UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMIA Y NEGOCIOS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

ESTUDIOS DE ECONOMIA

EDITOR

RÓMULO CHUMACERO E.
Departamento de Economía
Universidad de Chile

Editores Ejecutivos

Alberto Belmar Piña y Carlos Alvarado Mendoza

y la colaboración de los profesores miembros del Departamento de Economía de la Universidad de Chile y referees externos.

POLÍTICA EDITORIAL EDITORIAL POLICY

La Revista ESTUDIOS DE ECONOMÍA es publicada dos veces al año por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile.

Su propósito es presentar artículos acerca de investigaciones empíricas y ensayos teóricos que sean de interés general para economistas.

Todo trabajo será evaluado para su publicación por dos comentaristas anónimos.

Como parte de nuestra política editorial, nos comprometemos a enviar una respuesta acerca de la situación de cada trabajo en un plazo no superior a los dos meses desde su recepción.

De no hacerlo, los autores se encuentran en plena libertad de considerar otra revista para la publicación de su artículo.

Para la reproducción total de cualquiera de los artículos publicados en la Revista, deberá solicitarse la autorización al Editor; en caso de reproducciones parciales, solo bastará citar la fuente.

Toda correspondencia debe dirigirse a:

ESTUDIOS DE ECONOMIA is published two times a year by the Department of Economics at the University of Chile.

Its purpose is to publish empirical as well as theoretical papers in every field of Economics.

All papers must go through refereeing process by two anonymous referees.

As part of our editorial policy, an answer regarding the status of a paper will not exceed two months from its reception. If that were not the case, the authors are free to send their paper for consideration for publication elsewhere.

For the reproduction of any paper, written permission must be given by the Editor; for partial reproductions please cite source.

All correspondence should be sent to:

Revista, *Estudios de Economía*
<http://www.estudiosdeeconomia.uchile.cl>
Publicación N° 257 del
Departamento de Economía, Universidad de Chile
Diagonal Paraguay 257
Registro Propiedad Intelectual N° 112.761
Santiago - CHILE
ede@econ.uchile.cl

Estudios de Economía is indexed and abstracted in:

- Social Sciences Citation Index.
- Social Scisearch.
- Journal Citation Reports/Social Sciences Edition.

ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 49 - N° 1

ISSN 0304-2758

JUNIO 2022

ARTÍCULOS

- Economic cycles and self-employment: Synthetic Cohort Analysis
for Greater Santiago
Rodrigo Montero, Joaquín Pérez 5
- Transitional dynamics and the evolution of information transparency:
a global analysis
Andrew David Williams, Tsun Se Cheong, Michal Wojewodzki 31
- Determinantes de la sincronización de los ciclos económicos en
América del Norte
Javier Emmanuel Anguiano Pita, Antonio Ruiz Porras 63
- Efectos de la migración venezolana sobre los salarios en Colombia
**Alix Juliana Obando Arias, Josefa Ramoni-Perazzi,
Isaac Guerrero Rincón** 91

Economic cycles and self-employment: Synthetic Cohort Analysis for Greater Santiago*

Ciclos económicos y trabajo independiente: análisis de cohortes sintéticos para el Gran Santiago

RODRIGO MONTERO**

JOAQUÍN PÉREZ***

Abstract

Economic cycles affect both unemployment and the composition of employment, which can have an impact on the well-being of individuals if these changes in composition are involuntary or involve a decrease in the quality of employment. In this article, we study the relationship between economic cycles and self-employment, distinguishing between employers and own-account workers, through a synthetic cohort methodology using data for Chile. The results suggest that the proportion of employers is procyclical and that of own-account workers is countercyclical. This suggests that own-account employment is a refuge in times of crisis from the shortage of wage-based employment. This highlights the importance of designing public policies that would improve the conditions of self-employed workers.

Key words: *Self-employment, employer, own-account.*

JEL Classification: *J08, J38, J39.*

* The authors are grateful to the Editor, Rómulo Chumacero, and the referees for their constructive comments which have significantly enhanced this research work. Furthermore, the authors are very grateful to the participants of the internal seminar of the Dirección de Presupuestos, Alvaro Miranda and Esteban Puentes for their helpful comments and suggestions.

** [Corresponding autor] Facultad de Administración y Negocios Universidad Autónoma de Chile, Chile. E-mail: rodrigo.montero@uautonoma.cl.

*** Dirección de Presupuestos, Ministerio de Hacienda de Chile. E-mail: japerez@dipres.gob.cl.

Resumen

Los ciclos económicos afectan tanto el desempleo como la composición del empleo, lo que puede tener impactos en el bienestar de los individuos si es que los cambios en la composición son involuntarios o implican disminuir la calidad del empleo. El objetivo de este artículo consiste en analizar la relación entre los ciclos económicos y el empleo independiente, distinguiendo entre empleadores y trabajadores por cuenta propia, utilizando la metodología de cohortes sintéticos para una muestra de 53 años del Gran Santiago. Los resultados revelan que la proporción de empleadores es procíclica y la de trabajadores por cuenta propia es contracíclica. Esto puede interpretarse como que el trabajo por cuenta propia sirve como refugio en las épocas de crisis ante la escasez de trabajo dependiente. Esto resalta la importancia de diseñar políticas públicas que mejoren las condiciones de los trabajadores independientes.

Palabras clave: *Trabajo independiente, empleador, cuenta propia.*

Clasificación JEL: *J08, J38, J39.*

1. INTRODUCTION

There is a debate about the relationship between the occupational category (wage-based versus self-employment), its quality and the well-being of individuals. In developed countries, self-employed workers report being more satisfied with their work and life than employees, partly because they enjoy more autonomy (Blanchflower, 2000; Benz and Frey, 2008). However, in Latin American countries this correlation is negative, as, in many of these nations, self-employment is of lower quality since it has fewer guarantees and benefits (Graham and Felton, 2006). Furthermore, this relationship is heterogenous because of the differences between being an own-account worker and an employer (Aguilar *et al.*, 2013).

Booms and economic crises lead to important changes in employment and occupational categories. On the one hand, there is a movement between employment and unemployment, and on the other hand, there are changes in the composition of employment. For example, during the Subprime crisis, unemployment increased by 1.9 percentage points between 2008 and 2009, and the share of self-employment went from 26.8% in October 2008 to 28.4% in December 2009.¹

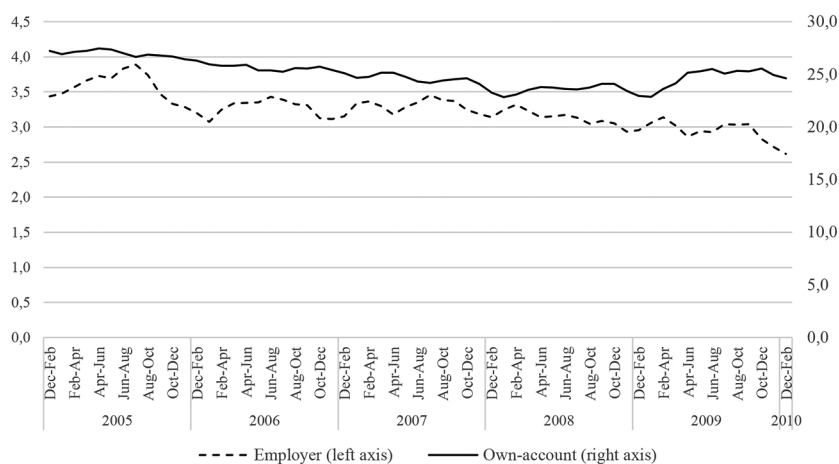
¹ For these calculations, the data from the National Statistics Institute (INE) was used. In addition, wage-based and self-employed workers were considered employed, excluding unpaid family members and service personnel.

In particular, the proportion of employers fell by 0.2 percentage points and that of own-account workers increased by 1.8 percentage points. This trend is illustrated in Figure 1.

These changes induced by economic cycles affect the well-being of individuals, beyond the unemployment situation, if the decision to be self-employed is not voluntary or the quality of this work is lower. Therefore, understanding the relationship between the economic cycle and the composition of employment is relevant, since it can help to design stabilizing public policies that minimize involuntary job changes and improve individuals' options to have good quality jobs, regardless of their occupational category.

In this article, we explore the relationship between the economic cycle and occupational category over 53 years, using the University of Chile Employment and Unemployment Survey (EUS) for Greater Santiago.² In particular, the relationship between business cycles and the probability of being self-employed is analyzed, either as an employer or as own-account worker. An employer is defined as a person who has at least one worker he is in charge of, and an own-account worker is defined as a person who does not have workers depending on him. This distinction is relevant because it allows us to clarify whether self-employment serves as a source of entrepreneurship opportunities or if it is a job that functions as a refuge from the shortage of wage-based employment.

FIGURE 1
EMPLOYERS AND OWN-ACCOUNT WORKERS
AS A SHARE OF TOTAL EMPLOYMENT (%)



² Greater Santiago accounts for roughly 30% of Chile's population, and 40% of the GDP.

Most of the existing research has been aimed at studying the determinants of self-employment, mainly focused on individual characteristics such as gender, age, schooling, risk aversion and months of previous unemployment (Blanchflower, 2000; Simoes *et al.*, 2015). In the case of Chile, the evidence suggests that being male, being older and having low schooling levels increases the probability of becoming self-employed (Cea *et al.*, 2009). In addition, self-employment is associated with worse working conditions and vulnerable or informal employment (Puentes *et al.*, 2007). Furthermore, the estimation is that a third of self-employed workers do so because they cannot find wage-based work (Contreras *et al.*, 2017).

Conversely, this paper contributes to the incipient literature that focuses on the role of external factors, such as business cycles, in self-employment. Most of this research has found that self-employment in developing countries is related to informal work and, as such, tends to be countercyclical, that is to say, in times of crisis, informal employment grows as a refuge against the scarcity of wage-based employment generated by the short-term rigidities of the formal labor market (Loayza and Rigolini, 2011; Gunther and Launov, 2012; Fernández and Meza, 2015). There is also evidence for this behavior in the US during the Great Recession (Fossen, F. M., 2020). However, sometimes informal employment behaves procyclically, because of the changes in relative demand and productivity shocks in the non-tradable sector (Fiess *et al.*, 2010). Svaleryd, H. (2015) highlights the importance to distinguish between high and low human capital to establish the effect of the business cycle on self-employment, establishing that workers with low human capital are more likely to be pushed into self-employment (refuge effect). In the Chilean case, the scant evidence available suggests that there is no relationship between business cycles and long-term self-employment (Puentes *et al.*, 2007).

This article contributes to the existing discussion on whether self-employment corresponds to a refuge or entrepreneurial work. In particular, it highlights the importance to distinguish between the type of self-employment (employer or own-account worker), given the different effects observed for each one. Second, it provides long-term evidence for a developing economy, regarding the role of macroeconomic factors in the decision of becoming a self-employed worker. Third, the study shows the effect of macroeconomic cycles on the composition of employment, beyond the traditional approach of studying its effects on unemployment. In this way, it contributes to a global vision of the effect of the environment on employment.

To explore the relationship between economic cycles and occupational category of the labor force, a synthetic panel methodology is used, which allows to characterize employment behavior during the life cycle.³ This methodology assumes that individuals born around the same cohort have similar characteristics,

³ Other authors who have used the synthetic panel methodology for employment and income distribution studies in Chile are Contreras *et al.* (2005) and Sapelli (2011).

with the objective of grouping them by year and cohort, creating “cells” which are representative of these individuals. Using grouped information at the cohort level for each year, a fixed effect model is estimated that captures the effect of economic activity on the probability per cohort of being an employer and own-account worker. Three business cycle measures are used, namely the Gross Domestic Product (GDP) growth rate, the unemployment rate, and the GDP gap (defined as the difference between actual and trend output).

The results suggest that a one percentage point increase in the GDP gap is associated with an increase in the probability of being an employer by 0.06 percentage points and decreases the probability of being an own-account worker by 0.13 percentage points. From this result, it can be interpreted that the probability of being an employer is procyclical and the probability of being an own-account worker is countercyclical, which suggests that own-account employment is a source of refuge in the face of labor shortages.

To understand what mechanisms could be behind this result, the authors studied the heterogeneity of the estimates based on schooling, for which the model is estimated by separating the sample into two groups: individuals with more than twelve years of schooling and individuals with less than twelve years of schooling. The results suggest that business cycles increase the proportion of employers with more than twelve years of schooling. On the other hand, no heterogeneous effects by schooling can be seen for own-account workers.

Given the time series nature of the observations by cohort, it is necessary to address the possible persistence over time of the variables that make up the panel. To incorporate the dynamic nature of the variables, the lag of the dependent variable is included in the model and is estimated using the Arellano and Bond methodology (1991). The main results are maintained.

Additionally, an analysis has been done to establish whether the economic cycles are related to the incomes of the self-employed, and to the educational levels of these groups. The results indicate that business cycles do not affect relative earnings between groups of employers and own-account workers with respect to the rest. On the other hand, there is no consistent relationship between the educational composition of these groups and the economic cycle.

This article is structured as follows. Section 2 describes the data used in this study. Section 3 contains the methodological strategy. Section 4 presents the results, and finally, section 5 concludes.

2. DATA

This paper used the data from the Employment and Unemployment Survey of the University of Chile (EUS); it should be noted that this survey has characterized the labor market in Santiago de Chile since 1957. This survey (quarterly) collects information on the employment situation of all household members. The data obtained from this survey is comparable over time, since in each survey the basic questions related to employment have remained constant.

This study used the survey corresponding to the month of June of each year for the 1965-2017 period containing a sample of 2,900 households on average for each year.⁴ A subsample of men of working age (between 18 and 64 years) who are employed is used. Women are excluded from the analysis, as their labor force participation, which averages 48% for the period, 38 percentage points lower than for men, induces a potential selection bias, which is difficult to control for given the limited availability of observable variables in the EUS dataset. The survey allows us to make distinctions by type of worker, wage-based and self-employed (own-account or employer), which makes it especially useful for this research.

The following macroeconomic variables are used to measure economic cycles: unemployment rate, the real GDP growth rate and the GDP gap (with respect to trend GDP). The unemployment rate is calculated from the survey data for each year, for the entire workforce. On the other hand, GDP growth corresponds to the one reported by the Central Bank of Chile, in percentage points compared to the previous year. Finally, the GDP gap corresponds to the difference between actual GDP and trend GDP, measured in percentage points, published by the Advisory Committee on Trend GDP.⁵

2.1. Description of the sample

A first approach to understanding the relationship between business cycles and the occupational category is to analyze the composition of employment over time. Figure 2 presents the composition of employment growth by occupational category. We can see that, especially from the 1990s, it is recurrent to observe periods in which growth (decrease) in wage-based employment is reversed by the fall (increase) in self-employment. The clearest example of this behavior is seen in years such as 2002 and 2014, when wage-based employment fell, but total employment remained almost unchanged due to the growth of self-employment. Therefore, this figure illustrates the importance of distinguishing between wage-based and self-employment.

The behavior of the incidence of self-employment over time is illustrated by four-year periods in Figure 3. We can observe a level of male self-employment of around 24%, nearly a third of which corresponds to employers. The highest level of self-employment is observed for the 1986-1989 period, where 25.5% of the employed male population between the ages of 18 and 64 worked as self-employed. Subsequently, this level began to fall during the 2006-2009 period, reaching 20.5% for the 2010-2013 period. In the last period analyzed, there was a significant recovery in self-employment in Greater Santiago, mainly driven by own-account workers.

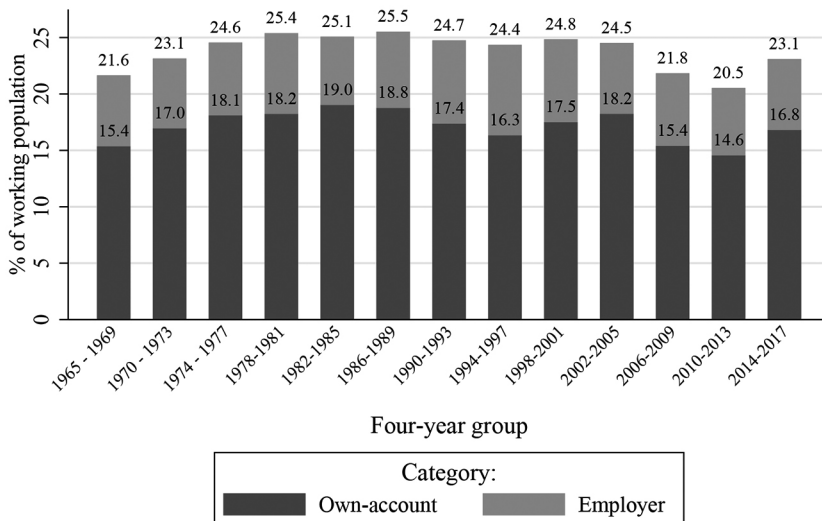
⁴ Noteworthy is the fact that there is systematized information available for the 1957 to 1964 period (June of each year). However, the years from 1957 to 1964 are not considered because there is no consistent information for the schooling variable.

⁵ This Committee is convened by the Budget Office.

FIGURE 2
COMPOSITION OF EMPLOYMENT GROWTH BY OCCUPATIONAL CATEGORY
(THOUSANDS)



FIGURE 3
INCIDENCE OF SELF-EMPLOYMENT BY FOUR-YEAR GROUPS
(% OF WORKING POPULATION)



Although self-employment maintains low volatility using these four-year averages, there is high dispersion of its composition in the short term. Figure 4 shows the proportion of employers and own-account workers with respect to

the total number of employed workers per year. It can be observed that there is high volatility of self-employment per year, for both employers and own-account workers. This result suggests that there are short-term variables that affect the incidence of self-employment, both for own-account workers and employers.

It is also relevant to know the relative position in terms of income by occupational category. Figure 5 shows the difference in the logarithm of labor income between employers and the rest of the workers; and own-account workers and

FIGURE 4
ANNUAL INCIDENCE OF SELF-EMPLOYMENT (% OF WORKING POPULATION)

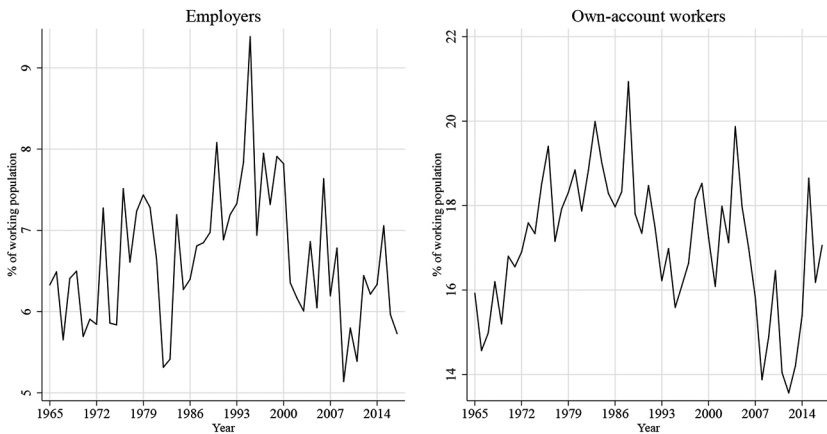
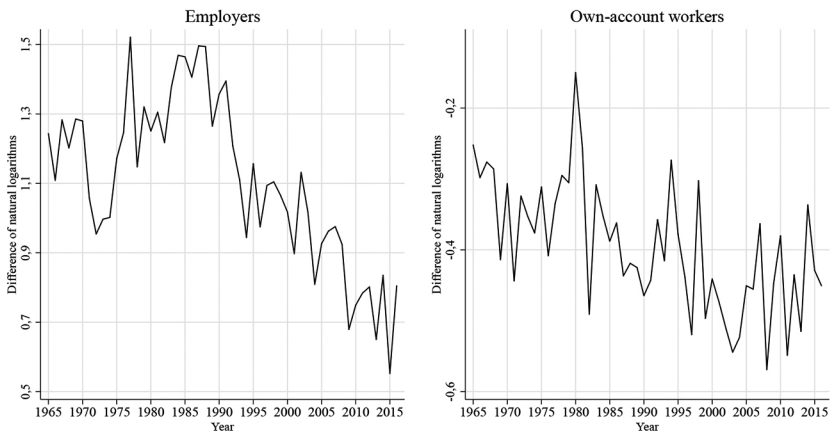


FIGURE 5
RELATIVE INCOME OVER TIME (DIFFERENCE OF NATURAL LOGARITHMS)



the rest of the workers. Therefore, the ordinate measures the percentage difference in income. From this figure it follows that employers have more income than the rest of the workers, for all years, while own-account workers have lower income for the entire analyzed period.

A deterioration in the relative incomes of both occupational categories has also been observed during the last 50 years. Employers have tended to converge with the rest of the workers, reducing their relative advantage from 130 to 70%, while the situation of own-account workers has become more precarious, with earnings of around 50% less than the rest of the workers.

In summary, there are differences in behavior between employers and own-account workers, which justifies a separate analysis of these occupational categories. While own-account workers account for a large proportion of self-employment, they have lower incomes in relation to the income of employers and dependent workers. In turn, the high volatility per year of self-employment and the increase in self-employment compared to decreases in salaried employment, suggests that there is a relationship between self-employment and the economic cycle.

2.2. Description of the synthetic panel cohorts

Construction of a synthetic cohort dataset consists of grouping observations in the cells of individuals born around the same year, who thus have the same age in any given year. The panel is constructed by calculating the average of the relevant variables for each cohort-year cell.

In this case, a synthetic panel of 20 cohorts is built in five-year windows. In particular, there are individuals born between 1900 and 1999, which we observe as participating in the labor market between 1965 and 2017. The greatest number of observations is found in the cohorts that were born in the 1945-1949 and 1950-1954 periods, since all of their labor history is observable (see Table 1). For the first generation (1900-1904), only four observations are available, as this cohort was retiring at the time when the survey began. For the last generation (1995-1999), there are only five observations since this cohort is just beginning its labor history.

To analyze the aggregate behavior of self-employment, we can observe the evolution of the proportion of employers and own-account workers with respect to the total number of employed, by age bracket and cohort. Figure 5 shows the incidence of employers and own-account workers of five of the cohorts from the year 1965 to 2017. We can see that consistent with the existing evidence, the incidence increases with age for both groups (Simoes *et al.*, 2015; Cea *et al.*, 2009). Particularly, a higher proportion of own-account workers is observed than employers for all ages. We can also see that the oldest cohorts are already older at the beginning of the series, so there are no observations about their employment status when they were younger. The opposite is true for the younger cohorts. For the rest of the cohorts, information on their complete labor history is available.

TABLE 1
NUMBER OF OBSERVATIONS PER COHORT IN THE SYNTHETIC COHORT

Cohort	Number of observations
1900-1904	4
1905-1909	9
1910-1914	14
1915-1919	19
1920-1924	24
1925-1929	29
1930-1934	34
1935-1939	39
1940-1944	44
1945-1949	49
1950-1954	50
1955-1959	45
1960-1964	40
1965-1969	35
1970-1974	30
1975-1979	25
1980-1984	20
1985-1989	15
1990-1994	10
1995-1999	5
Total	540

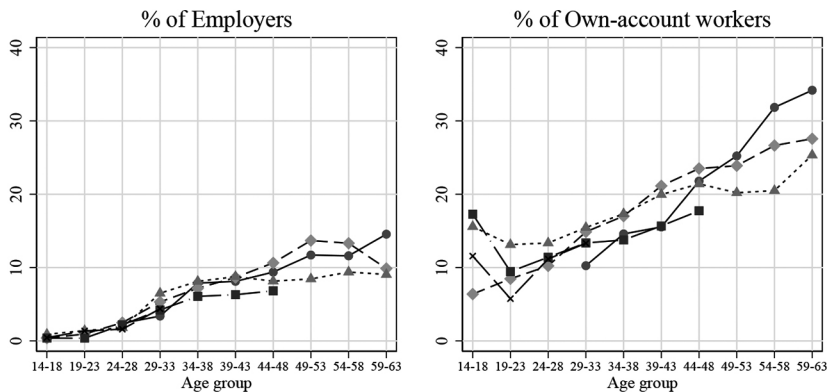
Note: Each observation represents a group of individuals born around the same time window, and thus have the same age in any given year. A five years window is used.

As discussed above, the existence of unobserved determinants of labor force participation induce a potential bias in estimations, especially for the case of women. Thus, women are excluded from the main analysis, given their lower labor force participation. Regardless, Figure 6 is separated between men and women to illustrate the different dynamics of self-employment across these groups. Similar trends are observed between men and women, although more volatility and lower levels of incidence are observed for women.

Table 2 presents a characterization of the control variables by cohort. In the first panel, the individual variables are characterized and in the second panel it is the macroeconomic variables. It can be seen that, by cohort, the average age is 41 years, the average schooling is ten years, and there is an average of 1.5 children per household (children under 6, and children between 7 and 18 years). Regarding the macro variables, the average GDP growth in the analyzed period is 4.1%, with an average GDP gap of -1.1% and an average unemployment rate of 10%.

FIGURE 6
COMPOSITION OF EMPLOYMENT BY AGE GROUPS FOR FIVE COHORTS
(% OF WORKING POPULATION)

Men



Women

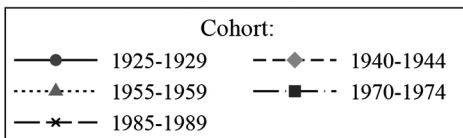
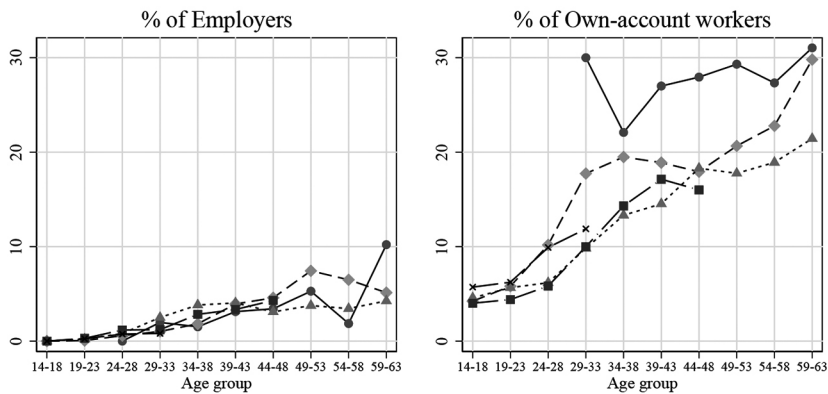


TABLE 2
DESCRIPTIVE STATISTICS FOR CONTROL VARIABLES

Variable	Description	Mean	Standard deviation	Min.	Max.	N
Children younger than 6	Number of children in the household younger than 6, as an average for the working population of cohort i in year t .	0.5	0.3	0.0	1.6	540
Children between 7-18	Number of children in the household between 7 and 18 years of age, as an average for the working population of cohort i in year t .	1.0	0.6	0.1	3.5	540
Age	Average age for the working population of cohort i in year t .	41.0	14.3	18.0	64.0	540
Years of schooling	Average years of schooling for cohort i in year t .	10.2	1.8	6.1	14.2	540
GDP growth	Percentage of GDP growth in year t with respect to the previous year.	4.1	4.7	-12.9	11.2	53
GDP gap	Difference between actual GDP and trend GDP in year t , as percentage of trend GDP in year t .	-1.1	5.0	-16.2	11.3	53
Unemployment rate	Unemployed in year t , as percentage of total workforce in year t .	10.4	4.9	3.1	26.0	53

3. METHODOLOGY

As indicated in the previous section, a synthetic panel of 20 cohorts was constructed in five-year windows. The main advantage of using this type of data structure is that, assuming that individuals born in the same time window have similar characteristics, individuals can be averaged in the same observation per year. This aggregation allows to study the behavior of individual cohorts throughout the income life cycle, controlling, in turn, the heterogeneity observed between the different generational cohorts. This heterogeneity is determined by the characteristics of each generation. Furthermore, the construction of these cohorts allows for the usage of a large panel dataset, both in terms of observations and length of time, which is unusual for a developing country.

Using this synthetic panel, a fixed-effects model is estimated, which is controlled by shared characteristics of each cohort. Thus, the estimated coefficient for the variables of interest in the model will correspond to an effect shared by all cohorts throughout the 53 years contained in the sample. Finally, by taking the average values of each variable in each cell, volatility decreases at the level of an individual, allowing for more efficient estimates in a context in which control variables are limited.

However, this methodology limits the predictive capacity at the level of an individual, since the coefficients found will only be applicable to averages for each cell. On the other hand, the estimates could be biased in finite samples, as we have different individuals representing the same cohort in different years (Devereux, 2007).

From this data structure, the following fixed effects model per cohort is estimated by ordinary least squares:

$$(1) \quad Self_{it}^e = X_{it}\beta + \delta act_t + c_i + \epsilon_{it}$$

where $Self_{it}^e$ corresponds to self-employment of cohort i in period t , measured as the percentage of total employment in its two forms: employers (self-employed who have at least one worker depending from them) and own-account workers (self-employed who do not have workers depending on them).

Furthermore, we can assume that each individual chooses to work as self-employed with a probability $Self_{it}^e$, defined by her own characteristics and economic activity according to equation (1). Given a large number of observations, the proportion of self-employed workers will be equal to this probability. Thus, we will interpret the coefficients as changes in probabilities, although the dependent variables are defined as rates.

The vector of control variables X_{it} corresponds to averages per cell of the following variables: number of children in the household under the age of six, number of children in the household between the ages of 7 and 18, age, age squared and years of schooling. In turn, act_t corresponds to the macroeconomic variables mentioned above, and c_i is the cohort effect, which determines the

entry into self-employment of individuals who were born around the same year, which are independent of time. Finally, ϵ_{it} is the error term.

The inclusion of the fixed effect by cohort allows to mitigate the bias in the estimation by including the characteristics of each generation, such as willingness to engage in entrepreneurship, risk aversion, entry costs for each occupational position, preferences for types of employment, educational quality, among others. Given the use of these fixed effects, standard errors are estimated using clusters at the cohort level.

Additionally, the robustness of the results is analyzed, incorporating into the estimation the existence of persistence in the dependent variable, given the time series nature of the observations by cohort. Assuming persistence of one period, a model is proposed where the dependent variable is generated by an AR(1) process.

$$(2) \quad Self_{it} = \alpha Self_{i,t-1} + X_{it}\beta + \delta act_t + c_i + \epsilon_{it}$$

with $|\alpha| < 1$. If parameter α is non-zero, equation (1) will produce biased estimates since it would ignore the dynamic nature of the dependent variable. Given the bias induced by the inclusion of the lag of the dependent variable in a panel data model, the estimation proposed by Arellano and Bond (1991) is implemented.

4. RESULTS

4.1. Cohort level estimation

Table 3 presents the results of estimating Equation (1) where the observation unit is the cohort per year and includes fixed effects per synthetic cohort. We can see that both the GDP growth rate and the GDP gap are positively correlated with the proportion of employers. Also, a higher unemployment rate decreases the proportion of employers. This suggests a pro-cyclical behavior of employers. Furthermore, it can be seen that the magnitudes (in absolute value) are greater than those obtained in the estimates made previously with observations at the level of an individual.

In particular, a one percentage point increase in GDP growth produces a 0.1 percentage point increase in employers as a proportion of employed population, an effect that is reduced to about half if the GDP gap is used. On the other hand, increases of one percentage point in the unemployment rate produce a 0.04 percentage point reduction in the percentage of employers, although this effect is significant only at 10%.

Additionally, we can observe that the greater the GDP gap, the lower the proportion of own-account workers. Similarly, the greater the unemployment, the greater the proportion of own-account workers. These results suggest countercyclical behavior by own-account workers. Specifically, an increase of one percentage point in the unemployment rate causes a 0.26 percentage

TABLE 3
FIXED EFFECTS ESTIMATION FOR SYNTHETIC COHORT PANEL

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	% of employers			% of own-account		
Children younger than 6	-3.320*** (-6.06)	-3.241*** (-5.54)	-3.576*** (-6.19)	-9.246*** (-9.03)	-9.530*** (-9.57)	-7.986*** (-8.58)
Children between 7-18	0.252 (0.60)	0.217 (0.49)	0.157 (0.34)	-1.330 (-1.41)	-1.356 (-1.46)	-1.050 (-1.25)
Age	9.340*** (2.99)	10.03*** (3.20)	10.31*** (3.29)	2.957 (0.58)	3.713 (0.74)	3.978 (0.76)
Age squared	-0.114** (-2.81)	-0.123*** (-3.04)	-0.128*** (-3.16)	-0.0344 (-0.51)	-0.0450 (-0.68)	-0.0428 (-0.63)
Years of schooling	1.530*** (5.13)	1.536*** (4.85)	1.606*** (5.04)	0.634 (1.44)	0.744* (1.78)	0.548 (1.52)
Economic activity:						
–GDP growth	0.110*** (3.91)			-0.0238 (-0.82)		
–GDP gap		0.0628** (2.50)			-0.132*** (-3.72)	
–Unemployment rate			-0.0403* (-1.73)			0.260*** (5.81)
Observations	540	540	540	540	540	540
R-squared	0.522	0.512	0.508	0.408	0.420	0.450

Note: Columns (1) to (3) use the percentage of employers in each period as a dependent variable. Columns (4) to (6) use the percentage of own-account workers in each period as a dependent variable. Standard errors are shown in parentheses, using clusters at the cohort level. ***, ** and * indicate statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

point increase in own-account workers. On the other hand, an increase of one percentage point in the GDP gap leads to a 0.13 percentage point reduction of own-account workers.

The number of children under the age of 6 shows large negative coefficients for all equations. This is especially true for own-account workers, where an additional child under 6 in the household reduces occupation in this category by 8 to 9.6 percentage points (it is important to note, however, that the average number of children under 6 is 0.5 for the complete sample). This provides evidence for the additional risk associated with self-employment in terms of

social protection or job stability, suggesting that the presence of children in the household induces the search for wage-based employment.

The rest of the control variables are highly correlated with the percentage of employers and to a low degree with the proportion of own-account workers (the effects are not statistically significant). In particular, the greater the number of years of average schooling in the cohort, the greater the probability of being an employer, since the human capital acquired allows them to have a greater probability of being entrepreneurs. Conversely, increased human capital does not increase the probability of being an own-account worker. Similarly, we can see that the average age of the cohort has a large positive and concave relationship with the probability of being an employer, reaching its maximum at 41 years.

Thus, these results provide evidence in favor of the procyclicality of the employer category, and own-account as a countercyclical job. This can be understood as that the entrepreneur does it as of his own volition, while the own-account worker takes it as a refuge job, in other words, such workers must move to this type of employment because of the relative shortage of formal jobs.

4.2. Heterogeneous effects

One problem that affects the type of estimates presented is the heterogeneity detected for self-employed workers, even when disaggregated by employer and own-account worker. For example, within the own-account worker group there are professionals who practice their profession through consulting, while within the employers' group there could be low-skilled small businesses. In both examples, the relationship between the business cycle and the probability of being an employer and own-account worker may be opposite to that found in the estimation of the main equation.

Additionally, the presence of heterogeneous effects of economic activity will determine which types of individuals benefit from economic growth. For example, if higher growth makes all workers more likely to be employers, regardless of their schooling, then economic activity does not cause greater inequality among workers. Conversely, if growth only creates more opportunities for qualified employers, then economic activity will tend to increase inequality.

To capture this heterogeneity, the sample is divided into two groups: workers with more than twelve years of schooling (who have higher education) and workers with twelve or fewer than years of schooling (complete secondary education or lower). From this limited sample at the individual level, the synthetic panel was generated using the previously described methodology.

Tables 4 and 5 show the results of these estimates for employers and own-account workers, respectively. In the case of employers, we can see that the effect is only maintained at its level of significance for those with less schooling, where higher coefficients are observed than those observed in the estimates of Table 3. At the same time, for workers with more than twelve years of schooling, we can observe parameters similar in magnitude to the estimates in Table 3, but they lose their significance.

TABLE 4
FIXED-EFFECTS ESTIMATION FOR THE PERCENTAGE
OF EMPLOYERS BY SCHOOLING LEVEL

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	More than 12 years of schooling			Less than 12 years of schooling		
Children younger than 6	-7.140*** (-3.92)	-7.185*** (-3.96)	-7.122*** (-4.27)	-0.886* (-1.89)	-0.770 (-1.54)	-1.174** (-2.40)
Children between 7-18	-1.055 (-1.15)	-1.110 (-1.20)	-1.110 (-1.21)	0.244 (0.92)	0.245 (0.92)	0.106 (0.40)
Age	23.51*** (4.70)	24.91*** (5.12)	25.74*** (5.35)	3.091 (0.81)	3.068 (0.79)	3.569 (0.94)
Age squared	-0.298*** (-4.50)	-0.317*** (-4.93)	-0.328*** (-5.17)	-0.0292 (-0.59)	-0.0289 (-0.58)	-0.0368 (-0.75)
Years of schooling	3.305*** (6.24)	3.381*** (6.62)	3.391*** (7.20)	0.457 (0.89)	0.407 (0.77)	0.411 (0.79)
Economic activity:						
-GDP growth	0.179* (1.94)			0.0557*** (3.09)		
-GDP gap		0.0706 (1.19)			0.0687*** (2.95)	
-Unemployment rate			0.0496 (0.68)			-0.0718*** (-4.92)
Observations	540	540	540	540	540	540
R-squared	0.353	0.341	0.340	0.246	0.250	0.250

Note: The dependent variable is the percentage of employers in each cell. In columns (1) to (3) the panel is constructed using only individuals with 12 or more years of schooling. In columns (4) to (6) the panel is constructed using only individuals with less than 12 years of schooling. Standard errors are shown in parentheses, using clusters at the cohort level. ***, ** and * indicate statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

These results indicate that only for those with higher education the acquisition of an additional year of schooling is relevant. This could be evidence that only higher education can create the necessary skills to lead an enterprise of a sufficient scale to hire workers (leadership, contact networks, financial education, etc.), and that secondary education lacks training in relation to these capacities. In the case of workers with fewer years of schooling, it seems that they do not have the necessary entrepreneurial skills, and the level at which they access

jobs as employers is mainly determined by economic activity. This result is consistent with previous research documenting high volatility in the employment situation of the population with fewer years of schooling and resources (Contreras *et al.*, 2008).

TABLE 5
FIXED-EFFECTS ESTIMATION FOR THE PERCENTAGE OF OWN-ACCOUNT
WORKERS BY SCHOOLING LEVEL

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	More than 12 years of schooling			Less than 12 years of schooling		
Children younger than 6	-6.799** (-2.43)	-6.900** (-2.46)	-5.914** (-2.47)	-8.912*** (-5.41)	-9.079*** (-5.47)	-7.751*** (-5.41)
Children between 7-18	-1.933 (-1.60)	-1.955 (-1.61)	-1.748 (-1.45)	-1.732** (-2.13)	-1.800** (-2.22)	-1.349* (-1.82)
Age	-2.013 (-0.35)	-1.649 (-0.28)	-2.273 (-0.38)	19.35** (2.23)	20.38** (2.33)	20.29** (2.29)
Age squared	0.0361 (0.48)	0.0314 (0.41)	0.0429 (0.55)	-0.238** (-2.12)	-0.252** (-2.23)	-0.246** (-2.14)
Years of schooling	0.506 (0.26)	0.525 (0.28)	0.351 (0.20)	-1.395 (-0.97)	-1.221 (-0.86)	-0.875 (-0.63)
Economic activity:						
–GDP growth	-0.0322 (-0.29)			0.0128 (0.27)		
–GDP gap		-0.0674 (-1.02)			-0.0874** (-2.29)	
–Unemployment rate			0.207* (1.91)			0.304*** (5.63)
Observations	540	540	540	540	540	540
R-squared	0.200	0.201	0.216	0.320	0.323	0.348

Note: The dependent variable is the percentage of own-account workers in each cell. In columns (1) to (3) the panel is constructed using only individuals with 12 or more years of schooling. In columns (4) to (6) the panel is constructed using only individuals with less than 12 years of schooling. Standard errors are shown in parentheses, using clusters at the cohort level. ***, ** and * indicate statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

In the case of own-account workers, a similar situation is observed. The positive effect of the unemployment rate on own-account employment found

in the main regression remains significant for low-schooling individuals and marginally significant for high-schooling individuals. At the same time, GDP growth is not significant for any of the schooling brackets, while the GDP gap has a negative and significant effect only for own-account workers with low schooling.

The results observed for this exercise indicate that workers with less education are more sensitive to changes in the levels of growth and unemployment, since the category they are in will be determined by their environment, and to a lesser extent by their characteristics. This is because jobs accessible to people with less education tend to be more precarious and, therefore, are more sensitive to cycles. On the contrary, workers with higher education can remain in their occupational position, regardless of economic activity, in line with the results obtained in the previous section.

Finally, we can observe that the rest of the controls have significance levels that depend both on the occupational category (own-account or employer) and on their level of education (over or under twelve years). In the case of employers, the number of children in the household, age and schooling have statistically significant effects for highly educated workers. Quite the opposite happens in the case of own-account workers whereby these variables are significant only for individuals with low education. This indicates that for individuals with higher education, it is their endowments that define the decision to be an employer or not, without being affected by the economic cycle. In contrast, for individuals with low education, both individual endowments and the economic cycle affect the probability of being an own account worker.

4.3. Robustness Analysis

Given the time series nature of the observations by cohort, it is necessary to address the possible persistence over time of the variables that make up the panel. To incorporate the dynamic nature of the variables, the lag of the dependent variable is included in the estimate, as indicated in equation 2. This specification can be controlled for persistence in the dependent variable. The estimation is made using the consistent generalized method of moments estimator derived by Arellano and Bond (1991), and robust standard errors adjusting for clusters on cohorts.

The estimation results are presented in Table 6. First, the lag of the dependent variable is only significant for the estimates of the percentage of own-account workers, which suggests that this variable contains a greater degree of persistence. Secondly, we can see that the coefficients of the variables of interest differ their magnitudes slightly. Third, significance levels increase in four out of six coefficients. In fact, the effect of the GDP growth rate on the proportion of own-account workers becomes significant. Lastly, tests for autocorrelation in the first-differenced errors cannot reject the null hypothesis of no second-order serial correlation, supporting the consistency of the estimates. In sum, the robustness analysis carried out confirms the findings presented above.

TABLE 6
ARELLANO-BOND ESTIMATION

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	% of employers			% of own-account		
Lagged % of employers	0.119 (1.11)	0.121 (1.13)	0.139 (1.27)			
Lagged % of own-account				0.212*** (3.99)	0.199*** (3.83)	0.171*** (3.13)
Children younger than 6	-2.946*** (-3.54)	-2.932*** (-3.45)	-3.268*** (-3.88)	-6.945*** (-5.99)	-7.460*** (-6.87)	-6.801*** (-6.57)
Children between 7-18	0.0526 (0.13)	0.0259 (0.06)	-0.0959 (-0.22)	-1.685** (-2.17)	-1.733** (-2.28)	-1.452** (-2.03)
Age	6.868** (2.37)	7.700*** (2.65)	7.216** (2.48)	-2.331 (-0.53)	-2.183 (-0.49)	-0.520 (-0.11)
Age squared	-0.0835** (-2.21)	-0.0946** (-2.49)	-0.0901** (-2.39)	0.0316 (0.55)	0.0290 (0.50)	0.0119 (0.20)
Years of schooling	1.461*** (3.21)	1.462*** (3.09)	1.525*** (3.21)	0.853*** (3.42)	0.956*** (4.14)	0.874*** (3.90)
Economic activity:						
–GDP growth	0.115*** (3.82)			-0.0552** (-2.15)		
–GDP gap		0.0646*** (2.83)			-0.122*** (-4.34)	
–Unemployment rate			-0.0599*** (-3.14)			0.211*** (5.32)
Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors:						
–First order	-2.9255**	-2.956**	-3.0126**	-3.4983***	-3.4763***	-3.4933***
–Second order	-1.625	-1.5351	-1.4266	-1.2208	-1.2768	-1.4506
Observations	500	500	500	500	500	500

Note: Columns (1) to (3) use the percentage of employers in each period as the dependent variable. Columns (4) to (6) use the percentage of own-account workers in each period as the dependent variable. Standard errors are shown in parentheses, using clusters at the cohort level. ***, ** and * indicate statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively. Rows “Arellano Bond autocorrelation test” show z-statistics for respective tests in which the null hypothesis corresponds to zero autocorrelation in the first-differenced errors.

4.4. Additional results

The results found suggest that there is a relationship between business cycles and the incidence of self-employment (differentiated for employers and own-account workers). This section explores whether these cycles also affect the position of these groups in the income distribution, and the composition in terms of years of schooling. For example, in the face of an economic crisis, the earnings of own-account workers could decrease due to a contraction in demand. Furthermore, as a result of an increase in the supply of own-account workers (as a consequence of a crisis), there could be a downward pressure in this group's income. Similarly, an economic crisis could induce the composition of own-account workers in terms of years of schooling to be lower.

To examine the relationship between workers' earnings and business cycles, a relative measure of income is defined as the distance (measured in terms of standard deviations) between the income per cohort / year of each type of self-employed worker (employer and own-account) and the income of the rest of the working population. With this, equation 1 is estimated now using the relative income of employers and own-account workers as the dependent variable. Likewise, control variables are expressed in relative terms (for example, difference in schooling between employers and non-employers measured in years, age difference between own-account and non-own account workers measured in years, and so on).

Table 7 shows the results of these estimates. It can be appreciated that the economic cycle variables are not correlated with the relative earnings of self-employed workers. This suggests that the economic cycle only affects the employment situation of the self-employed through its composition, as described in previous sections. One possible explanation for these results is that the changes in the relative position of the independent in terms of labor income are due to variables other than those captured by economic activity. On the other hand, since the survey focuses on the employment situation of individuals, the information on income levels could be measured with error.

It should be noted, however, that these results do not constitute evidence for a causal relationship between economic activity and income for self-employed workers. This is because income levels are affected by the entrance and departure of the population to and from the self-employed workforce. Rather, estimates in this case should be interpreted as correlations, providing evidence as to whether changes in relative income are expected for the self-employed workforce, when economic activity increases.

To examine the relationship between the composition of self-employed workers in terms of years of schooling and business cycles, the schooling of employers and own-account workers is defined as a dependent variable, measured in number of years of average difference from the rest of the workers for each cohort. Table 8 presents the results of the estimates considering these dependent variables. The relevant coefficients indicate, therefore, in how many

TABLE 7
FIXED-EFFECTS ESTIMATION OF RELATIVE INCOME FOR SELF-EMPLOYED
WORKERS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Employers' relative income			Own-account workers' relative income		
Children younger than 6	0.507 (1.19)	0.515 (1.23)	0.510 (1.20)	0.00700 (0.07)	0.00241 (0.02)	0.00863 (0.09)
Children between 7-18	-0.151 (-0.86)	-0.141 (-0.81)	-0.129 (-0.72)	-0.0635 (-1.34)	-0.0641 (-1.36)	-0.0644 (-1.33)
Age	0.0152 (0.09)	0.00995 (0.06)	0.0274 (0.17)	0.167** (2.29)	0.167** (2.28)	0.166** (2.28)
Years of schooling	0.324*** (4.51)	0.321*** (4.59)	0.314*** (4.46)	0.110*** (7.00)	0.110*** (7.02)	0.110*** (7.15)
Economic activity:						
–GDP growth	-0.00203 (-0.12)			-0.00220 (-1.43)		
–GDP gap	-0.0133 (-0.86)			-0.00165 (-1.04)		
–Unemployment rate	0.0215 (1.30)			-0.000721 (-0.45)		
Observations	497	497	497	539	539	539
R-squared	0.121	0.123	0.126	0.212	0.212	0.211

Note: Columns (1) to (3) use relative income for employers in each cell as a dependent variable. Columns (4) to (6) use relative income for own-account workers in each cell as a dependent variable. Relative income is defined as the distance, measured in standard deviations, between labor income of each self-employed worker and the rest of the working population. Standard errors are shown in parentheses, using clusters at the cohort level. ***, ** and * indicate statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

years the relative education of the self-employed increases when economic activity increases.

The results indicate that the activity does not seem to significantly affect the schooling of the self-employed, except in the case of the unemployment rate on the relative schooling of employers (which is significant only at 10%), which indicates that the increase in one percentage point of unemployment translates into an increase in the average relative education of employers of 0.04 years in

TABLE 8
FIXED-EFFECTS ESTIMATION OF RELATIVE YEARS OF SCHOOLING FOR SELF-EMPLOYED WORKERS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Employers' relative schooling			Own-account workers' relative schooling		
Children younger than 6	-0.788 (-1.57)	-0.773 (-1.53)	-0.765 (-1.50)	-0.816* (-1.84)	-0.846* (-1.86)	-0.814 (-1.68)
Children between 7-18	-0.121 (-0.55)	-0.0981 (-0.44)	-0.0646 (-0.29)	-0.392* (-1.76)	-0.390* (-1.77)	-0.398* (-1.88)
Age	0.240 (1.27)	0.240 (1.24)	0.267 (1.46)	-0.397*** (-3.24)	-0.394*** (-3.10)	-0.402*** (-3.34)
Economic activity						
–GDP growth	0.0105 (0.62)			-0.00815 (-0.56)		
–GDP gap		-0.0165 (-1.25)			-0.0114 (-1.28)	
–Unemployment rate			0.0418* (2.08)			-0.00144 (-0.08)
Observations	497	497	497	539	539	539
R-squared	0.028	0.030	0.045	0.046	0.048	0.045

Note: Columns (1) to (3) use relative schooling for employers in each cell as a dependent variable. Columns (4) to (6) use relative schooling for own-account workers in each cell as a dependent variable. Relative schooling is defined as the distance, measured in years, between years of schooling of each self-employed worker and the rest of the working population. Standard errors are shown in parentheses, using clusters at the cohort level. ***, ** and * indicate statistical significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

relation to non-employers. This result indicates that, in times of higher unemployment, employers with a higher level of schooling are more likely to remain in their occupational position, a relationship that is not observed in the case of own-account workers.

5. CONCLUSION

This paper analyzes the relationship between business cycles and the probability of being self-employed (separating employers and own-account workers) using the University of Chile Employment and Unemployment Survey for Greater Santiago for more than 50 years.

The differentiation between employer and own-account worker was made to distinguish whether self-employment is used as a source of entrepreneurial opportunities or refuge from the shortage of wage-based employment.

Using the synthetic panel methodology, a significant correlation is found between economic activity and the probability of being an employer and an own-account worker. This correlation is particularly positive when considering the probability of being an employer and negative when considering the probability of being an own-account worker. This result is relevant since it contributes to the incipient literature on the role of external factors on self-employment. Especially, the fact that the business cycle heterogeneously affects employers and own-account workers is in line with the literature that seeks to analyze the transmission mechanisms of the effect of the business cycle on employment (Loayza and Rigolini, 2011; Gunther and Launov, 2012; Fernández and Meza, 2015).

The results presented here contrast with those obtained by Puentes et. al. (2007), which do not find a relation between business cycles and self-employment. The difference could be explained by the usage of a wider time period in this paper, along with the inclusion of direct measures of economic activity.

There are limitations in the implemented methodology that could affect the interpretation of the results. For example, using the synthetic panel methodology, movements from one job category to another are measured in aggregates and not by individual. Therefore, all the interpretations of the coefficients are at the level of the cohort average and are not particular to the individuals in the sample. In particular, the effect of the business cycle may affect the aggregate differently than it would affect individuals. Additionally, the current analysis does not consider the effect of the individual's employment history on their probability of changing from one job category to another. For example, the probability that a formal employee will remain in his category if he has already been in it for a long period of time is not considered.

Additionally, it is important to note that these results may not correspond to a causal relationship between economic activity and self-employment. For example, flexibility induced by labor regulation may affect both self-employment and growth simultaneously. Other unobserved variables, such as changes in cultural attitude towards self-employment, could lead to increases in self-employment, and in turn, drive economic activity.

Furthermore, it is not clear whether the results can be extrapolated to other areas with different socioeconomic, territorial and productive characteristics, given that EUS covers only the urban area of the Greater Santiago.

The results suggest that there is a segment of the population that requires special attention in the presence of economic cycles. This segment corresponds to individuals who, due to the economic cycle, are forced to access more vulnerable and informal jobs. Therefore, the formulation of public policies must consider that, although these individuals may be employed, they lack a number of social benefits that diminish their wellbeing.

In the case of Chile, in recent years public policies have been formulated which try to improve the conditions of self-employment. An example of this are the laws that incorporate self-employed workers into social protection regimes.⁶ These laws require independent workers to contribute to the social security system, offering them the benefits of healthcare insurance coverage, occupational accident insurance and pension contributions, among others. This way, the continuous provision of social benefits to all types of workers is guaranteed.

Furthermore, the recent pandemic caused by the novel Coronavirus has highlighted the importance of self-employment in the recovery of the labor market. More recent reports of the results of the EUS show that self-employment accounts for more than 70% of total growth in employment for the March 2020 – March 2021 period (see Centro de Microdatos, 2021), during a time of economic downturn.

Future research should model employment dynamics using individuals' employment history. In turn, it should be analyzed which characteristics of the workers make them more exposed to economic cycles. These analyses would permit to understand better how to focus public policies aimed at minimizing the impact of economic cycles on employment.

REFERENCES

- Aguilar, A. C., Muñoz, T. M. G., and Moro-Egido, A. I. (2013). "Heterogeneous self-employment and satisfaction in Latin America". *Journal of Economic Psychology*, 39, 44-61.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *Review of Economic Studies*, 58 (2):277.
- Blanchflower, D. G. (2000). "Self-employment in OECD countries". *Labour economics*, 7(5), 471-505.
- Barrero, A. Fuentes, M. and Mena J. (2018). "Formalidad y brechas de ingresos en el mercado laboral chileno", *Economía Chilena*, Volumen 21, N° 2.
- Benz, M. and Frey, B. (2008). "The value of doing what you like: Evidence from the self-employed in 23 countries". *Journal of Economic Behavior & Organization*, 68(3-4), 445-455.
- Cea, S., Contreras, M., Martínez, C and Puentes, E. (2009). *Trabajadores por Cuenta Propia: ¿Quiénes Son? ¿De Dónde Vienen? ¿Para Dónde Van?* Documentos de Trabajo del Departamento de Economía de la Universidad de Chile, SDT 308, Diciembre.
- Centro de Microdatos, Universidad de Chile (2021). *Encuesta de Ocupación y Desocupación en el Gran Santiago, junio 2021*. <https://>

⁶ Laws No. 20,255 and 21,133.

- b6323ffa-7fb7-4415-b07a-a0afa49c7f3f.filesusr.com/ugd/fc7a5e_81fcf43ceadf422082a46ef913153c3f.pdf?index=true
- Contreras, D., Puentes, E., and Bravo, D. (2005). "Female labour force participation in greater Santiago, Chile: 1957-1997. A synthetic cohort analysis". *Journal of International Development*, 17(2), 169-186.
- Contreras, D., Gilmore, R., and Puentes, E. (2017). "Self-Employment and Queues for Wage work: Evidence from Chile". *Journal of International Development*, 29(4), 473-499.
- Devereux, P. J. (2007). "Small-sample bias in synthetic cohort models of labor supply". *Journal of Applied Econometrics*, 22(4), 839-848.
- Earle, J. S., and Sakova, Z. (2000). "Business start-ups or disguised unemployment? Evidence on the character of self-employment from transition economies". *Labour economics*, 7(5), 575-601.
- Fernández, A. and Meza, F. (2015). "Informal employment and business cycles in emerging economies: The case of Mexico". *Review of Economic Dynamics*, 18(2), 381-405.
- Fossen, F. M. (2020). "Self-employment over the business cycle in the USA: a decomposition". *Small Business Economics*, 1-19.
- Graham, C., and Felton, A. (2006). "Inequality and happiness: insights from Latin America". *The Journal of Economic Inequality*, 4(1), 107-122.
- Günther, I. and Launoy, A. (2012). "Informal employment in developing countries: Opportunity or last resort?". *Journal of Development Economics*, 97(1), 88-98.
- Loayza, N. and Rigolini, J. (2011). "Informal Employment: Safety Net or Growth Engine?". *World Development*, 39(9), 1503-1515.
- Neilson, C., Contreras, D., Cooper, R., and Hermann, J. (2008). "The Dynamics of Poverty in Chile". *Journal of Latin American Studies*, 40(2), 251-273.
- Fiess, N., Fugazza, M. and Maloney, W. (2010) "Informal self-employment and macroeconomic fluctuations". *Journal of Development Economics*, 91(2), 211-226.
- Pérez, J. (2019). Trabajo independiente en el Gran Santiago, Chile: 1965-2017, un Análisis de Cohortes Sintéticos. Thesis to be eligible for the Master's degree en Economic Analysis, Universidad de Chile.
- Puentes, E., Contreras, D., and Sanhueza, C. (2007). "Self-employment in Chile, long run trends and education and age structure changes". *Estudios de Economía*, 34(2), 203-247.
- Sapelli, C. (2011). "A cohort analysis of the income distribution in Chile". *Estudios de Economía*, 38(1), 223-242.
- Simoes, N., Crespo, N. and Moreira, S. B. (2016). "Individual determinants of self-employment entry: What do we really know?". *Journal of Economic Surveys*, 30: 783-806.
- Svaleryd, H. (2015). "Self-employment and the local business cycle". *Small Business Economics*, 44(1), 55-70.

Transitional dynamics and the evolution of information transparency: a global analysis*

Dinámica transicional y evolución de la transparencia en la información: un análisis global

ANDREW DAVID WILLIAMS**

TSUN SE CHEONG***

MICHAL WOJEWODZKI****

Abstract

The last quarter of the 20th century was a period of sustained economic growth across many countries. Countries' institutional arrangements have been commonly employed as factors in the convergence studies of economic growth and income levels. However, the issue of whether institutions themselves converge has been under-researched. Using the nonparametric distribution dynamics approach and a sample of 194 countries during the 1980-2010 period, we examine a tendency for countries' informational transparency (IT) to converge over time. We find that whilst there is some evidence of unconditional convergence across countries, there is stronger evidence for convergence clubs to emerge, at both regional and income levels. Notably, the level of IT of the low- and lower-middle-income countries and those situated in Africa, and Middle East regions tend to converge towards a level significantly below the global average. We also find a strong relationship between income and IT.

Key words: Institutional convergence, information transparency, convergence clubs, distribution dynamics, mobility probability plot.

JEL Classification: C4, E02, F55, P48.

* We are particularly grateful to three anonymous referees and Prof. Rómulo Chumacero (Editor-in-Chief) for providing valuable comments and suggestions that significantly improved this paper.

** Business School, University of Western Australia, Perth, Australia.

E-mail: andrew.williams@uwa.edu.au

*** Department of Economics and Finance, Hang Seng University of Hong Kong, Hong Kong. E-mail: jamescheong@hsu.edu.hk

**** [Corresponding author] Department of Economics and Finance, Hang Seng University of Hong Kong, Hong Kong. E-mail: michalwojewodzki@hsu.edu.hk

Resumen

Varios países presentaron un crecimiento sostenido en los últimos 25 años del siglo recién pasado. Aunque los arreglos institucionales han sido comúnmente utilizados como factores para explicar la convergencia en crecimiento y niveles de ingreso, el estudio de si las instituciones convergen no ha sido suficientemente estudiado. Utilizando el enfoque de dinámica de distribuciones no paramétricas y una muestral de 194 países en el periodo 1980-2010, este trabajo examina si existe la tendencia de la transparencia en la información (IT) a converger en el tiempo. Se encuentra que, aunque hay cierta evidencia de convergencia incondicional, también la hay de clubes de convergencia a nivel regional y de ingresos. El nivel de IT de países de ingresos bajos y medios y de aquellos situados en África y el Oriente Medio tienden a converger a niveles significativamente menores que el promedio global. También encontramos una relación estrecha entre IT e ingreso.

Palabras clave: *Convergencia institucional, transparencia en la información, clubes de convergencia, dinámica de distribuciones, movilidad.*

Clasificación JEL: *C4, E02, F55, P48.*

1. INTRODUCTION

The issue of convergence has long fascinated economists. Whether that be a convergence of per capita incomes, income inequality, or across a range of different factors, convergence has been a way for economists to think about whether there is a tendency for countries across the world to 'get closer' to some common level. With respect to per capita incomes, much of the focus has been on the empirical verification of whether countries are, indeed, converging, or whether we are instead experiencing divergence (e.g., Pritchett, 1997). Although the evidence on unconditional convergence is still mixed, the idea of conditional convergence appears to have some empirical validity. Conditional convergence brings forth the idea that there are convergence clubs, whereby countries with similar initial conditions and circumstances will ultimately converge to a similar level of per capita GDP over time (e.g., Barro, 2015).

One of the driving factors behind economic growth is the institutional infrastructure of a country. Therefore, having an acceptable level of institutional capacity in a country not only can maintain the law and order in the society but also offer a required environment for promoting economic growth (e.g., Keefer and Knack, 1997; Hall and Jones, 1999). More specifically, the provision of a transparent and robust institutional environment can attract investment, which, in turn, would lead to an increase in the overall income level of a country, thereby making convergence possible for the developing countries through economic growth. As a result, it calls for a thorough study of the evolution pattern of

institutional information transparency (IT) of the countries so that pragmatic policy suggestions can be acquired for the formulation of development policies in promoting economic growth.

This paper, however, takes a slightly different approach to this issue. Instead of investigating whether the institutional situation of countries plays a role in their convergence of per capita income, we look at the issue of convergence with respect to the informational transparency of the institutional environment itself. At a global level, such institutional convergence might be expected to be observed under periods of substantive globalization. Transactions across borders are not frictionless, being subject to differences in regulations, contract enforcement and so on, across borders. Therefore, to deepen economic integration in the way we have observed in the late 20th century period, one might plausibly expect to see a convergence in institutional information openness occurring concurrently, as countries harmonize institutional arrangements to reduce the transaction costs of cross-border flows.

A second consideration relates to the degree of potential spillovers concerning the IT of institutions. If a country is surrounded by countries with stable and transparent institutions, it is certainly plausible that their institutional arrangements would be influenced by this. Conversely, being surrounded by countries with unstable and opaque institutions would make it difficult to maintain one's institutions robust and effective in the face of this.

The question of institutional convergence has received far less attention in the literature (e.g., Beyaert *et al.*, 2019; Pérez-Moreno *et al.*, 2020). The novel contribution of this paper is twofold. Firstly, building on the distribution dynamics methodology developed originally by Quah (1993a), we employ a new analytical framework: the Mobility Probability Plot (MPP) which has not previously been employed in a global context to look at convergence in institutional IT.¹ This framework allows us to look not only at convergence, but also at the transition dynamics over time, across both income levels, and regions in a comprehensive worldwide sample of 194 countries. Secondly, we use this information on institutional distributional dynamics to project forward and investigate whether globally we can expect institutional IT convergence (or divergence) in the future.

To clarify and motivate empirics, we first look at the existing literature in Section 2. Section 3 discusses the specific institutional measure employed, as well as the methodology of the distributional dynamics. Section 4 discusses our results, while Section 5 offers some thoughts on the implications and limitations of the paper.

¹ Although the research output on institutional convergence has been slowly growing in recent years, to the best of our knowledge, Beyaert *et al.*'s (2019) study on the convergence of euro area's institutions is the only one to employ the distribution dynamics analysis developed by Quah (1993a).

2. LITERATURE REVIEW

Institutional capacity is important for economic growth (e.g., Barro, 1991). Deeper institutional factors, such as the existence of a sound and stable legal system, the quality of the bureaucracy, as well as outcome measures such as corruption were all put forward as being plausible reasons why some countries were able to grow faster than others.² Relating directly to the idea of institutions and convergence Keefer and Knack (1997) employ datasets from the International Country Risk Guide (ICRG), and Business Environmental Risk Intelligence to isolate the role of the broader institutional landscape of countries in convergence. Other papers subsequently followed, employing different methodologies and institutional datasets (e.g., Chong and Calderon, 2003; Gwartney *et al.*, 2006). Since that time, it has been *de rigueur* for researchers to employ institutional quality as one of the dominant factors in the convergence literature (e.g., Ahmad and Hall, 2017). However, the issue of whether these institutions themselves converge (either unconditionally or otherwise) has been curiously under-researched. Intuitively, why might we expect institutions to converge over time?

Trade and globalization have been put forward as one avenue that could potentially lead to institutional convergence. For example, the movement towards free trade in goods, services and capital may require similar regulations and laws within domestic economies to make them compatible with regulations and laws in the partner countries. It could also be argued that competition, particularly for capital, may lead to a 'race to the top' concerning implementing rules that facilitate inflows of FDI (La Porta *et al.*, 2008).

In the recent past there has been a concerted effort on the part of some multilateral organizations (such as the World Bank, IMF, and the European Union) to impose certain institutional or governance conditions in order for countries to qualify for loans, or to be eligible for Structural Adjustment Plans. By imposing these conditions, the explicit hope was that countries would improve the institutional quality of their government, thereby promoting something of a virtuous circle which would then allow them to reduce their dependence on aid, or concessional loan facilities (Roland, 2004).

Furthermore, there are reasons to think that there might be, at best, conditional institutional convergence. Theoretically, Blackburn *et al.* (2006) develop a model whereby multiple equilibria corruption clubs emerge. Mukand and Rodrik (2005) are highly skeptical that a 'one size fits all' set of institutions would be either useful or indeed workable, at a global level. Roland (2004) discusses the issue of trying to fit a common set of 'slow-moving' institutions into an environment where very different 'fast-moving' institutions exist. Others (e.g., Rodrik, 2008) caution against the idea that Western-style institutions are

² It is not the intention of this paper to delve into the entire institutional literature. For further information, please refer to e.g., Rodrik *et al.* (2004) and Hall and Jones (1999) on the issue of the institutional determinants of income, and Mauro (1995) for the initial uses of these datasets to measure different aspects of institutions.

universally applicable. De Long and Summers (1993) suggest that regional location might play an important role in what could be termed ‘social capability’. Collectively, these papers suggest that unconditional institutional convergence is unlikely to occur, particularly if no account is made of geographical, historical, and cultural factors.

Regarding the empirical evidence on institutional convergence, Ahmad (2008) finds some evidence of corruption convergence clubs emerging. Hall (2016) employs measures of economic freedom to demonstrate convergence. Savoia and Sen (2016), use the ICRG data on the rule of law, corruption, and bureaucratic quality. Their results show some evidence of unconditional β -convergence occurring slowly. Pérez-Moreno *et al.*, (2020) and Schönfelder and Wagner (2019) employ β - and σ -convergence³ to analyze institutional convergence in the euro area countries. Perhaps the closest in spirit to our study is Beyaert *et al.* (2019) who investigate convergence in the euro area. They employ the unit root tests together with the distribution dynamics approach. Their results suggest a lack of institutional convergence with regards to indicators extracted from the ICRG database. Besides, Beyaert *et al.* (2019) observe institutional deterioration or even backsliding of the poorer peripheral or new (post-communist) states as compared with the core countries from western and northern Europe.

One aspect of institutions that has recently gained some attention is the measurement of the openness or transparency of political, legal, and bureaucratic institutions. For example, Hollyer *et al.* (2011) and Williams (2009) develop institutional indices derived from how much information is released by governments collated from the World Bank’s World Development Indicators (WDI) database. There are potential economic and political benefits from greater transparency such as lower inflation (Crowe and Meade, 2007), public debt and budget deficits (Alt and Lassen, 2006). Focusing on information transparency to look at the question of institutional convergence has other important benefits. For instance, greater transparency can help reduce information asymmetries, within domestic markets (Gilbert, 2011), as well as promote transactions across borders. In other words, the greater the degree of (informational) openness, the more confidence agents (domestic and foreign) can have when engaging in economic transactions. Furthermore, informational transparency (IT) is likely to also be an important consideration when thinking about the potential spillovers between neighbours within the same geographical region (that is, whether we observe ‘regional clubs’ of convergence). Greater IT may also help impose constraints on the political class, in that their actions can be monitored by society, and consequently help in reducing bureaucratic inefficiency and corruption

³ β -convergence measures whether the countries with lower values of a studied variable (e.g., GDP per capita) are catching up over time with the countries with higher values of this variable. In other words, β -convergence occurs if e.g., a poorer country’s GDP per capita grows faster than that of an initially richer country. The concept of σ -convergence refers to a decrease in a dispersion (variance) of studied variables (e.g., institutional development) across countries.

(Brunetti and Weder, 2003). The final reason is a more practical one, in that the measure of IT used in this paper has extensive coverage across time and countries. Governments have (or at least had) a virtual monopoly over the release of information – both its quantity and quality, but also the infrastructure that allows for its dissemination. Information flows can therefore provide important clues as to governmental intent.

With improvements in technology over the latter part of the 20th century, particularly concerning the transmission of information, one might imagine that convergence across countries would indeed be possible in this realm. It is to this issue that we now turn our attention. Nevertheless, it is important to note that in what follows we are not ascribing any causal mechanism to this convergence. The crucial point here is to establish the existence (or otherwise) of institutional IT convergence. Once this has been established robustly, as is the intention here, then subsequent research can begin to unpick some of these causal mechanisms. Furthermore, we are not claiming that IT is the only way to observe broad institutional convergence.

3. DATA AND METHODOLOGY

3.1. Information transparency index

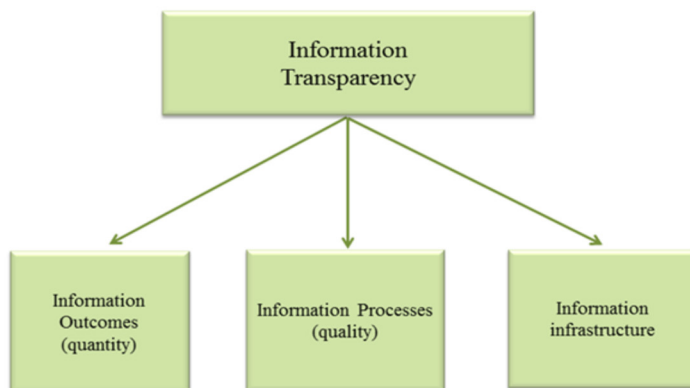
The measure of IT used in this study comes from the Information Transparency Index developed by Williams (2015). He derives a composite index for IT using existing datasets, for over 190 countries over the 1980-2010 period.⁴ As such, IT Index focuses on measuring the quantity, quality and infrastructure associated with the release of information by governments such that a higher score represents a higher level of IT in the country (Williams, 2015).

As discussed previously, one of the main purported benefits of greater information transformation is that it facilitates greater investment by reducing transaction costs through a reduction of informational asymmetries between contracting parties. This is measured in the above index through both the quantity and quality of information produced. The quantity is important because the information available covers a greater range of economic indicators that might matter to decision-makers when considering an investment in an economy. Therefore, the index includes the quantity of information released by countries, obtained e.g., from the World Bank and IMF databases.

⁴ Due to the lack of available information for some countries data begins after 1980. More specifically, we use an unbalanced sample, with the number of countries (with scores for the Information Transparency Index) increasing from 153 after 1980 and reaching 191 by 2010 (Williams, 2015). However, over the entire period (1980-2010) in different years, 194 countries have scores for the Information Transparency Index. The list of all 194 countries by region and income groups is shown in Table A1 and A2 in the Appendix.

However, quantity is not of much use to these agents if it cannot be relied upon, which is why the second sub-index includes the quality of the information. For example, using the World Bank’s Statistical Capacity Indicator, which attempts to measure the quality of information produced by national agencies. The third element of the index relates to the ability of governments to widely distribute that information – hence the inclusion of ‘information flows’ from the index of globalization by KOF Swiss Economic Institute, and the proportional number of radios, as a proxy for the ability of society to receive that information. Collectively, this IT index is a useful candidate with which to look at convergence, even if only as a first step towards future research on this issue, as it broadly captures an institutional aspect that is vital for economic development (information). Figure 1 below summarizes these three sub-indices, whilst Table 1 provides additional information on all indicators and their sources used in the composition of the IT index.

FIGURE 1
COMPOSITION OF INFORMATION TRANSPARENCY INDEX



Source: (Williams, 2015).

As Tables 2 and 3 demonstrate, the average scores for IT vary considerably across regional groups, as well as income. With respect to regions, Africa (Europe) on average has the lowest (the highest) IT scores over the 30 years of investigation. In terms of income groups, the high-income OECD countries have the highest average IT scores, and low-income countries have the lowest average, thereby suggesting that a bidirectional causality between IT and the capacity of the resources of the country may exist.

TABLE 1
SOURCES OF INFORMATION TRANSPARENCY

Transparency Sub-Category	Indicator (Source)	Accessed from
Quantity of Information	Release of Financial Information Index (IMF's International Financial Statistics)	http://andrewwilliamsecon.wordpress.com/datasets/
	Release of Economic and Social Information Index (World Bank's WDI)	http://andrewwilliamsecon.wordpress.com/datasets/
	Release of Balance of Payments Information Index (IMF's Balance of Payments database)	http://andrewwilliamsecon.wordpress.com/datasets/
	Central Bank Transparency - Economic Transparency (Bank for International Settlements)	http://www.central-bank-communication.net/links/
	Institutional Profiles database – Quantity (CEPII's Institutional Profiles Database)	http://www.cepii.fr/institutions/EN/ipd.asp
	Statistical Capacity Indicator – <i>Periodicity and timeliness</i> (World Bank)	http://go.worldbank.org/UI0WGV6KW0
Quality of information	Banking Disclosure index (World Bank's Banking Regulation dataset)	http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/0,,contentMDK:20345037~pagePK:64214825~piPK:64214943~theSitePK:469382,00.html
	Institutional Profiles database – Process (CEPII's Institutional Profiles Database)	http://www.cepii.fr/institutions/EN/ipd.asp
	Statistical Capacity Indicator – Source data and Statistical Methodology (World Bank)	http://go.worldbank.org/UI0WGV6KW0
	Central Bank Transparency - Procedural Transparency (Bank for International Settlements)	http://www.central-bank-communication.net/links/
Information Infrastructure	KOF Index of Globalization (KOF Swiss Economic Institute)	http://globalization.kof.ethz.ch/ (Sub-section data on 'information flows')
	Radios per 1,000 population (World Bank's WDI)	WDI (2005) for 1980-2000, Indices of Social Development for 2001-2010
	E-government - web measure, infrastructure, participation (United Nations survey)	http://unpan3.un.org/egovkb/about/index.htm

TABLE 2
REGIONAL INFORMATION TRANSPARENCY

Region	Mean	Standard Deviation
Africa	40.19	12.14
Asia	44.03	17.54
Europe	65.25	13.04
Middle East	48.22	13.04
North and Central America	54.16	12.39
Oceania	43.01	18.80
South America	58.47	10.24
World	49.53	16.65

Note: Average scores and standard deviations over 30 years (1980-2010).

TABLE 3
INFORMATION TRANSPARENCY BY INCOME GROUPS

Income Group	Mean	Std. Dev.
High-income OECD	70.08	9.47
High-income Non-OECD	52.81	13.47
Upper-middle-income	50.06	13.81
Lower-middle-income	44.14	12.95
Low-income	35.25	12.18

Note: Average scores and standard deviations over 30 years (1980-2010).

Table 4 shows the annual coefficients of variation (CVs) and annual percentage changes in CVs for the IT scores at the global level. Overall, it can be observed that over time, the values of CV gradually declined during the 1980-2010 period. Likewise, most annual changes in the CVs are negative, while the last small positive change (0.36 per cent) occurred in 1996. Therefore, Table 4 shows some evidence of σ -convergence in countries' IT, more so regarding the second half of the investigated period.

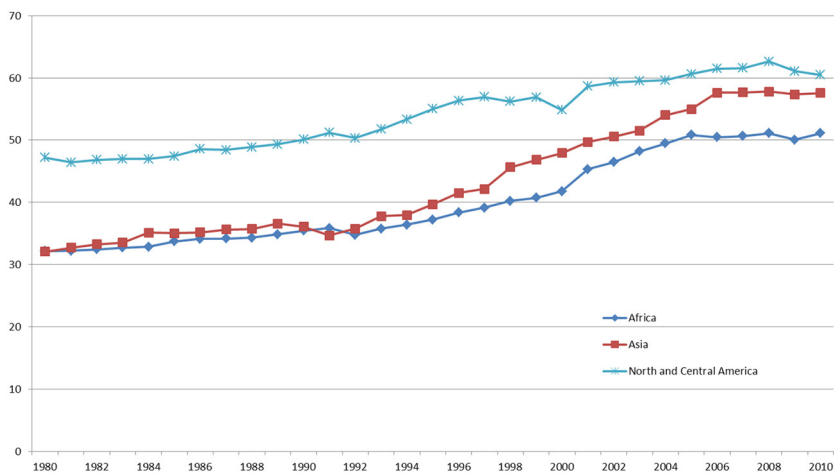
Figure 2 can help illustrate the issue of regional convergence in IT over time. At a broader level, Figure 2 demonstrates evidence of 'catch-up' at a regional level. For example, in 1980 there was a 15-point gap between the average IT score for North and Central America and Asia. However, by 2010 this gap had been reduced to around 3 points. Although of a smaller magnitude, there is even some evidence of convergence between North and Central America, and Africa (a 15-point gap decreased to around 10 points).

TABLE 4
IT SCORES' COEFFICIENT OF VARIATION AND ANNUAL PERCENTAGE CHANGE

Year	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
CV	37.45	36.86	35.66	35.74	34.17	33.30	32.68	32.75	32.80	32.14	32.46
% change	-1.58	-3.26	0.22	-4.39	-2.55	-1.86	0.21	0.15	-2.01	1.00	-1.58
Year	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
CV	32.06	33.63	33.28	33.75	33.95	34.07	33.53	32.24	31.40	29.61	28.46
% change	-1.23	4.90	-1.04	1.41	0.59	0.35	-1.58	-3.85	-2.61	-5.70	-3.88
Year	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010		
CV	28.14	25.74	24.41	23.57	22.55	22.48	22.23	22.07	20.32		
% change	-1.12	-8.53	-5.17	-3.44	-4.33	-0.31	-1.11	-0.72	-7.93		

Note: The above calculations are based on a global sample during the 1980-2010 period.

FIGURE 2
REGIONAL INFORMATION TRANSPARENCY: 1980-2010



Note: The horizontal axis corresponds to the full 30-years period of investigation. The vertical axis represents the average scores of the Information Transparency Index for countries in three regions: Africa, Asia, and North and Central America.

Source: Authors' calculation.

3.2. Analytical framework

The nonparametric approach of distribution dynamics is used in this paper to study the evolution and future development of IT in various regions and income groups. This approach was firstly proposed by Quah (1993a, 1993b). It is now frequently employed in convergence studies (e.g., Maasoumi *et al.*, 2007; Juessen, 2009; Cheong *et al.*, 2019), and has several merits. Firstly, it considers

transitional dynamics so that it can reveal the evolution pattern of IT, while other approaches cannot provide this kind of important information. Secondly, it can provide a forecast of future distribution and finally, it can provide details of the mobility of the countries. Routinely employed β -convergence and σ -convergence cannot offer such details, instead only providing a summary of statistics for the evolution of the distribution. Furthermore, β - and σ -convergence are regarded by some as a misleading or insufficient test of the convergence hypothesis (e.g., Quah, 1993b; Maasoumi *et al.*, 2007).

There are two approaches to distribution dynamics analysis, namely the Markov transition matrix approach and the stochastic kernel approach. The latter is used in this paper because it can circumvent the problem of arbitrary demarcation of states. Indeed, this approach has a continuous infinity of states and can be considered an extension of the Markov transition matrix approach (Cheong and Wu, 2018). The method is centered on the bivariate kernel estimator which can be expressed as:

$$(1) \quad \hat{f}(x, y) = \frac{1}{nh_1h_2} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h_1}, \frac{y - Y_i}{h_2}\right)$$

where h_1 and h_2 are the bandwidths, X_i is an observed value of the relative IT⁵ of a country at time t , Y_i is the observed value of relative transparency for that country at time $t+1$, K is the normal kernel function, and n is the number of observations. The bandwidths h_1 and h_2 are worked out optimally according to the procedure suggested by Silverman (1986). Assuming that the evolution of the distribution is time-invariant and first order, and the distribution at time $t + \tau$ depends not on any previous distribution but on t only, then the relationship between the distributions of the relative IT values at time t and time $t + \tau$ can be computed as:

$$(2) \quad f_{t+\tau}(z) = \int_0^\infty g_\tau(z|x)f_t(x)dx$$

where $f_t(x)$ is the density function of the distribution at time t , $f_{t+\tau}(z)$ is the τ -period-ahead density function of z conditional on x , and $g_\tau(z|x)$ is the transition probability kernel which maps the distribution from time t to $t + \tau$. (see Juessen, 2009 for details). The final distribution, given the transitional

⁵ In conducting stochastic kernel analysis, it is preferable to express the figures as relative values to make the comparison easier. Thus, the global average of information transparency is calculated for each year, and then the scores for each country are divided by this average to compute the relative IT value of each country. Consequently, a country's relative IT greater (less) than one indicates that this country's IT is above (below) the global average IT value.

dynamics remain unchanged, can be examined by the ergodic distribution. The ergodic density function can be computed by:

$$(3) \quad f_{\infty}(z) = \int_0^{\infty} g_{\tau}(zx) f_{\infty}(x) dx$$

where $f_{\infty}(z)$ is the ergodic density function. However, to consider the relative sparseness of data, the adaptive kernel method with flexible bandwidth is used in this study. There are two main steps in the analysis: the first one is to compute a pilot estimate, and the second step is to rescale the bandwidth by a ratio that is based on the density at that point. This method can tackle the issue of under-smoothing in the areas with only a little data and can eliminate the problem of over-smoothing in areas with a lot of data. It can thus provide a better forecast of the transitional dynamics. However, given that the analysis needs to have an adequate number of transitions to provide reliable and accurate results, the data are aggregated into three episodes of transition, and annual transitions are used in the analysis.

A new framework of the stochastic kernel approach, namely the Mobility Probability Plot (MPP), is used to present the results (Cheong and Wu, 2018). The MPP has many advantages over the traditional tools used in presenting the results of the stochastic kernel approach. For example, it can greatly improve visual presentation and facilitate insightful comparisons.⁶ The net upward mobility probability, $p(x)$, is calculated as:

$$(4) \quad p(x) = \int_x^{\infty} g_{\tau}(zx) dz - \int_0^x g_{\tau}(zx) dz$$

The MPP shows the net upward mobility probability against the relative IT value, expressed as a percentage ranging from -100 to 100. A negative (positive) value means that countries have a net probability of moving downward (upward) in the distribution. Thus, by examining the MPP, we can identify countries' transitional dynamics. Furthermore, several MPPs can be superimposed in one figure, which, in turn, can greatly facilitate comparison otherwise not feasible if one uses the traditional visual tools of the stochastic kernel approach.

Stochastic kernel analysis is first conducted using the data of all the countries to examine the global evolution of IT. The dataset is first divided into three episodes, namely, 1980-1990, 1990-2000, and 2000-2010, i.e., there are 10 annual transitions in each episode. Given that similar cultural values can often be observed across countries situated close to each other, the division according to geographic regions can provide vital information on the development of IT

⁶ This method has been recently employed in various research areas, such as in industrialization (Cheong and Wu, 2018), electricity consumption (Cheong *et al.*, 2019) and even credit ratings (Lee *et al.*, 2021).

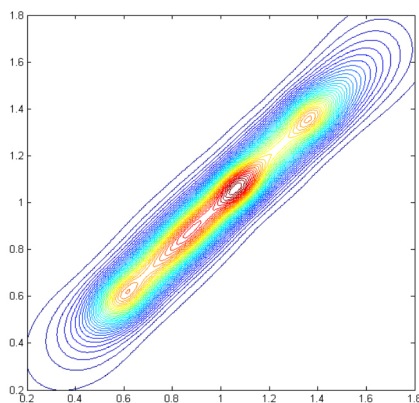
across different cultural settings. However, some may argue that transparency is not determined by culture or geographic regions, but is a by-product of income, and therefore more dependent on the capacity of the country. Therefore, the dataset is also divided according to income. Therefore, the data is further divided into smaller datasets according to geographic regions and income groups. More specifically, In the first stage of analysis, the countries are divided into seven regions: Africa, Asia, Europe, Middle East, North and Central America, South America, and Oceania.⁷ The countries are then divided into five income groups in line with the World Bank’s classification: high-income OECD, high-income non-OECD, upper-middle-income, lower-middle-income, and low-income. For the list of countries by region and income groups please see Table A1 and A2 in the Appendix.

4. RESULTS AND DISCUSSIONS

4.1. Distribution dynamics for all countries

The contour map of the transition probability kernel for relative IT of all countries is shown in Figure 3. It should be noted that the horizontal (vertical) axis represents the value of relative transparency at time t ($t+1$).

FIGURE 3
CONTOUR MAP OF TRANSITION PROBABILITY KERNEL FOR RELATIVE
IT OF ALL COUNTRIES



Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency at time t , and the vertical axis represents the value of relative transparency at time $t+1$.

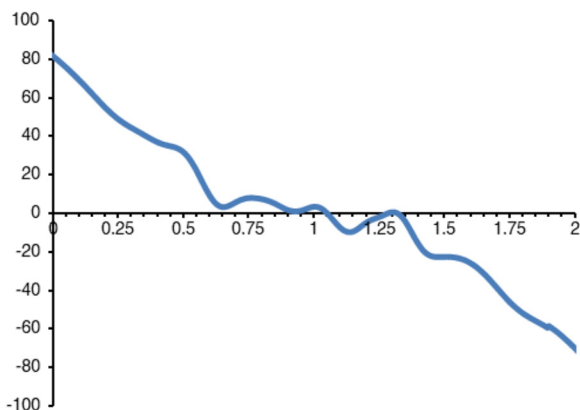
Source: Authors’ calculation.

⁷ In this study, Oceania as a region corresponds to the Pacific Island Countries, New Zealand, and Australia.

There are four significant peaks in Figure 3, indicating that the distribution is not even and there are clusters of countries. Furthermore, we can observe that the peaks are situated along the 45-degree diagonal, while the transition probability kernel is narrow. Hence, the persistence in the relative IT is high and most of the countries will remain at their relative transparency levels without moving upwards or downwards in the coming years.

The Mobility Probability Plot (MPP) of all countries is shown in Figure 4, whilst the MPPs of all countries across the three decades are presented in Figure 5. The MPP plots the net upward mobility probability against the relative IT value. It can be observed from Figure 4 that the MPP lies above the horizontal axis between 0 and 1 and intersects it at about 1. This means that countries with relative IT values lower than the global average (equal to 1) have a higher tendency to move upwards over time. By the same token, the MPP lies below the horizontal axis after the intersection point, which implies that the countries with above-average relative IT values tend to move downwards in years to come. This will lead to convergence as many of the countries will move towards the average in the long run, though most will stay at the same levels in the short run because of the high persistence as observed in Figure 3. It means that the countries will move very slowly and so it takes a very long time to achieve convergence. Moreover, the above results seem to corroborate findings presented in Table 4, i.e., the evidence of σ -convergence occurring over time for countries' IT worldwide.

FIGURE 4
MOBILITY PROBABILITY PLOT (MPP) FOR RELATIVE IT OF ALL COUNTRIES



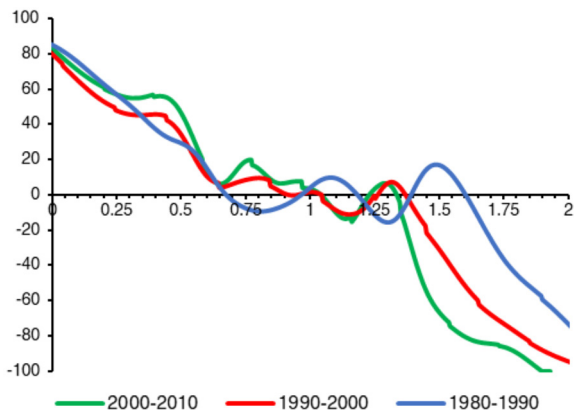
Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the MPP.

Source: Authors' calculation.

Figure 5 shows the MPPs for the three different transition episodes. The MPPs move higher for values between 0 and 1 overtime, and they move lower

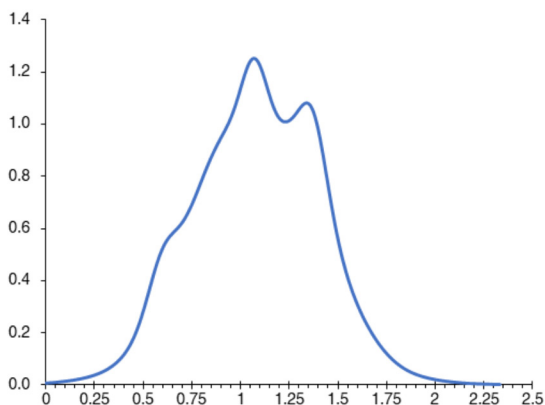
for values higher than 1. However, for the extremely low-IT countries, the performance of the 2000-2010 decade is slightly worse than that of 1980-1990. This implies that the tendency towards convergence has increased across time, even though it may take a long time to achieve due the high persistence (Figure 3).

FIGURE 5
MOBILITY PROBABILITY PLOT (MPP) FOR RELATIVE IT OF ALL COUNTRIES
ACROSS THREE DIFFERENT PERIODS



Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the MPP.
Source: Authors' calculation.

FIGURE 6
ERGODIC DISTRIBUTION OF ALL THE COUNTRIES



Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the proportion.
Source: Authors' calculation.

This result is confirmed by the ergodic distribution (Figure 6), where the peak lies around the value of one. However, there is another small peak around 1.3, which suggests that convergence clubs may emerge in the future, with many countries attaining the global average level of IT, while some countries attaining an above-average level.

4.2. Distribution dynamics for different regions

Although the analysis of the global development in IT is illuminating, it is also of interest to examine the transitional dynamics of different regions in the world. Therefore, the data is divided into seven regions and a stochastic kernel analysis is conducted individually for each of the regions. Figure 7 shows the contour maps of the transition probability kernels. The peaks are situated close to the diagonal, which again indicates that persistence is very high for every region. Two clusters of countries can be found in Panel A (Africa). Furthermore, many African countries have below-average relative IT values between 0.6 and 0.8.

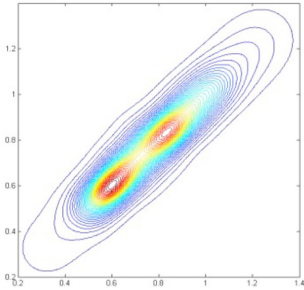
Panel B shows that the countries in Asia tend to cluster around values between 0.5 and 1. Moreover, we can observe that many European countries (Panel C) have above-average relative IT values of 1.4, whereas in the Middle East (Panel D) many countries cluster around a value of 0.8. Panel E shows that most (some) countries in North and Central America cluster around two above-average IT values of 1.1 (1.4). Similarly, Panel F shows that many of the countries in South America have relative IT values of 1.1 and 1.3. Lastly, countries in Oceania (Panel G) also exhibit similar characteristics as many (some) appear to cluster around the values of 1 (1.6). However, the ‘dumbbell’ shape of the contour map suggests that the disparity between these two groups of countries is substantial. In sum, the stochastic kernels of many regions have twin peaks, thereby indicating that the countries within these regions have very different transitional dynamics. Perhaps unsurprisingly, this would seem to refute the idea that similar institutions are found in areas located geographically nearby.

The MPPs by region are shown in Figure 8. Given that countries have a higher tendency of moving upwards (downward) if the MPP lies above (below) the horizontal axis, one can expect countries to congregate around a value that is close to the intersection points in years to come. Hence, several intersection points suggest that the ergodic distribution will have multiple peaks, i.e., the emergence of convergence clubs is more likely to occur.

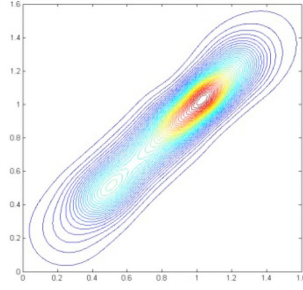
Looking at the MPPs of Africa (Panel A) and the Middle East (Panel D) region we can observe that both MPPs intersect the horizontal axis at values smaller than 1, indicating that some of the below-average countries in these regions will move further downwards. This finding is disturbing as it means that convergence to the global average may be difficult for some of these countries. In contrast, Panel B shows the Asian MPP intersecting the horizontal axis at the value of 1, thereby indicating that convergence of Asian countries to the global mean is far more likely. Panel C shows that the MPP of Europe intersects the axis around the values of 1.36, thus it can be expected that the European countries will converge

FIGURE 7
CONTOUR MAPS OF TRANSITION PROBABILITY KERNEL FOR RELATIVE IT OF
DIFFERENT REGIONS

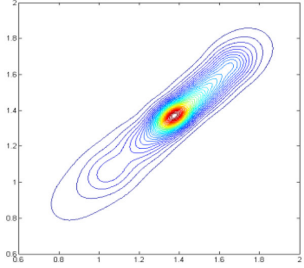
Panel A: Africa



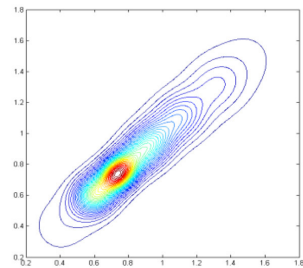
Panel B: Asia



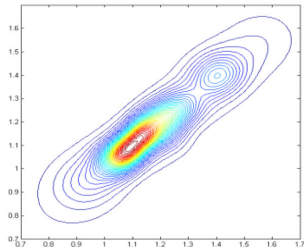
Panel C: Europe



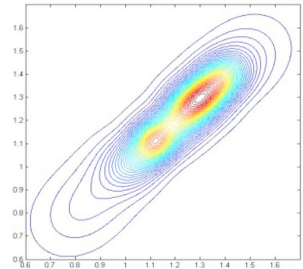
Panel D: Middle East



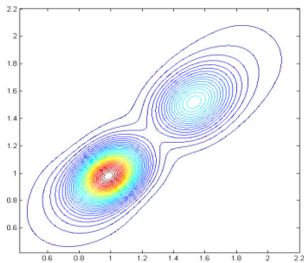
Panel E: North and Central America



Panel F: South America



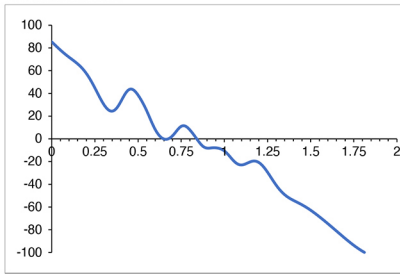
Panel G: Oceania



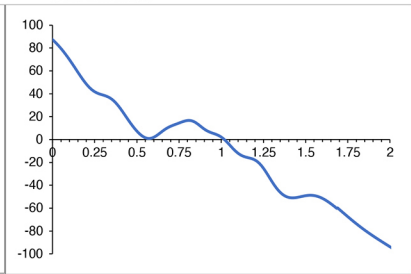
Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency at time t , and the vertical axis represents the value of relative transparency at time $t+1$.
Source: Authors' calculation.

FIGURE 8
MOBILITY PROBABILITY PLOTS (MPPS) FOR RELATIVE IT OF DIFFERENT REGIONS

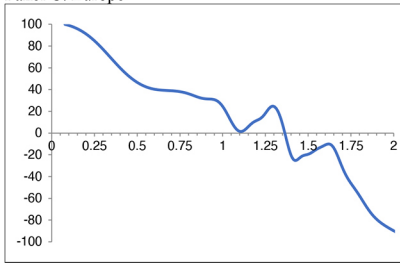
Panel A: Africa



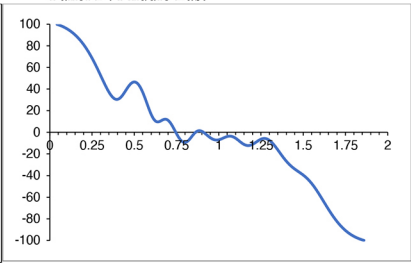
Panel B: Asia



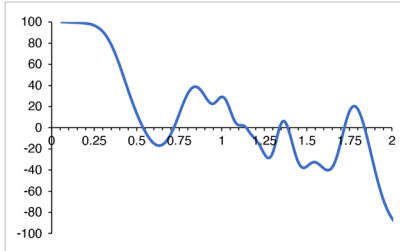
Panel C: Europe



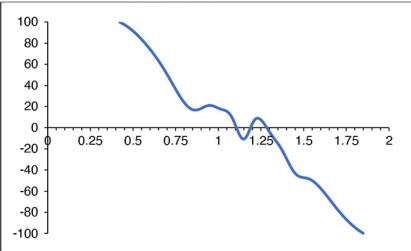
Panel D: Middle East



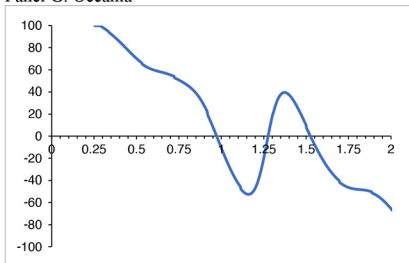
Panel E: North and Central America



Panel F: South America



Panel G: Oceania



Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the MPP.

Source: Authors' calculation.

to an above-average value in years to come. Panel E shows that the MPP of the North and Central America region is the most volatile along large sections of the horizontal axis. Furthermore, the MPP of the South America region moves down and intersects the horizontal axis at several points (1.11, then at 1.18, and again at 1.29). A similar but more pronounced and dispersed pattern is visible in Oceania (Panel G) where the MPP intersects the axis at 0.97, 1.27, and 1.53.

Figure 9 presents regional MPPs across three decades. We can observe that with time, many MPPs move higher (lower) for the values below (above) 1. Such a movement in the MPP can lead to faster convergence, as the below- (above) average countries will have a much higher probability of moving upwards (downwards). This tendency, however, is not universally observed. More specifically, Panel G (Oceania) shows that in countries with IT values below 1, the MPP of the 2000-2010 (1980-1990) period is plotted above (below) the other two MPPs. Thus, the transitional dynamics of those below-average countries have deteriorated over time.

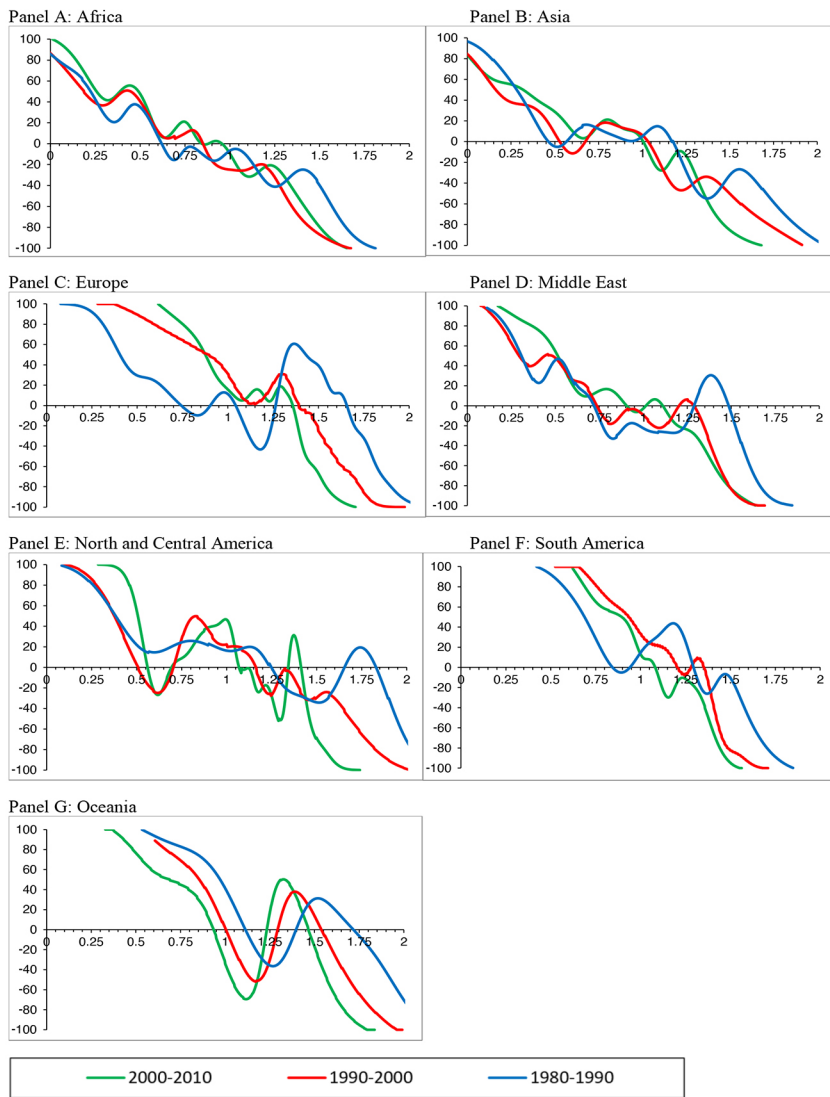
Figure 10 shows the ergodic distributions by regions, which reveals the potential future distribution of relative IT in the long run. It can be observed that Asia will converge to the global average in the future (under the assumption of no changes in transitional dynamics). Africa and the Middle East will, however, converge to a value much lower than the average, whilst Europe, North and Central America, South America, and Oceania will converge to above-average IT values. Moreover, a twin (three) peaks pattern can be observed in ergodic distributions representing Africa, South America, and Oceania (North and Central America) regions. These findings are in line with the conclusions derived from the MPPs (Figure 8).

It is worth noting that the results show how a lot of countries situated in the Global North regions enjoy higher levels of IT than their peers in the Global South. For example, the countries in Europe and North America (Africa and the Middle East) would converge to IT values higher (lower) than the global average. Asia would converge to the global average IT, perhaps because this region consists of rich (e.g., Japan and South Korea) and poor (e.g., Afghanistan, and Bangladesh) countries alike. This may indicate that the evolution of IT could be related to the economic performance of a country. It thus calls for an in-depth analysis of the relationship between the levels of income and development in IT in the future.

4.3. Distribution dynamics for different income groups

To examine the relationship between income and transitional dynamics of IT, countries have been divided into five income groups, namely: high-income OECD, high-income non-OECD, upper-middle-income, lower-middle-income, and low-income. Figure 11 shows the contour maps of these groups. We can observe many clusters within the same income group. In fact, at least two significant peaks can be found in every income group. Another finding is that persistence is high for all the income groups, which suggests that a lot of the countries will have a high probability of remaining at their relative levels of IT.

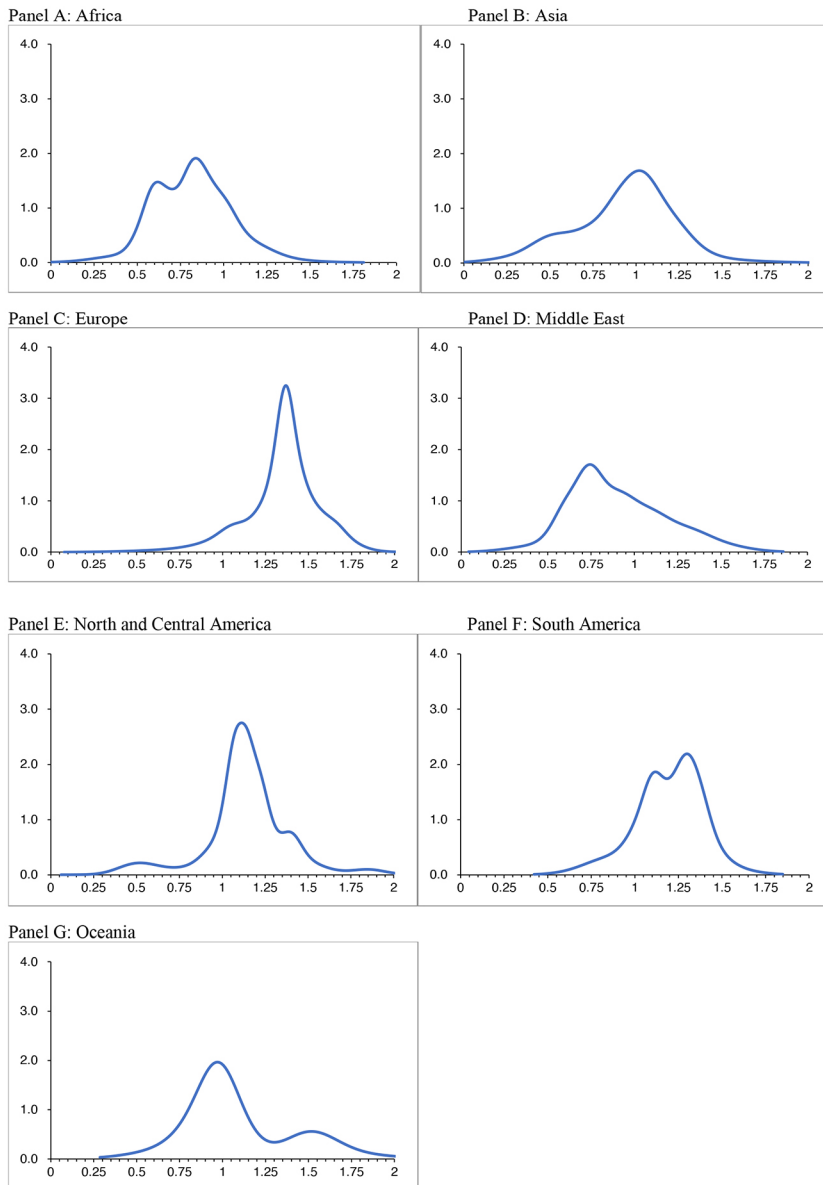
FIGURE 9
MOBILITY PROBABILITY PLOTS (MPPS) FOR RELATIVE IT
OF DIFFERENT REGIONS ACROSS DIFFERENT PERIODS



Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the MPP.

Source: Authors' calculation.

FIGURE 10
 ERGODIC DISTRIBUTIONS OF DIFFERENT REGIONS

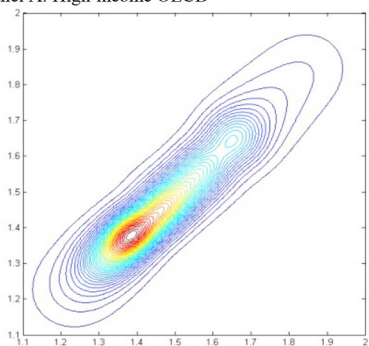


Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the proportion.

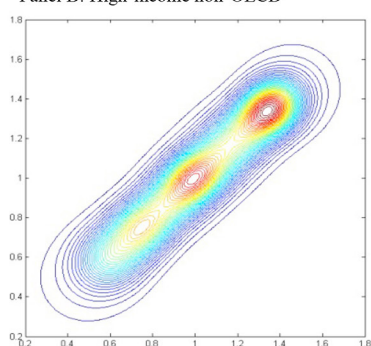
Source: Authors' calculation.

FIGURE 11
CONTOUR MAPS OF TRANSITION PROBABILITY KERNEL FOR RELATIVE IT OF
DIFFERENT INCOME GROUPS

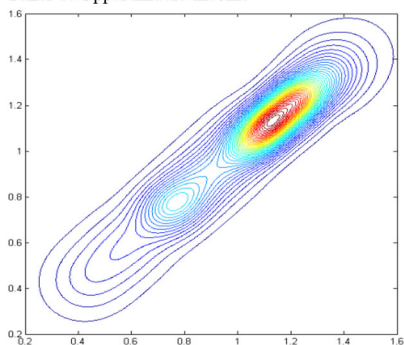
Panel A: High-income OECD



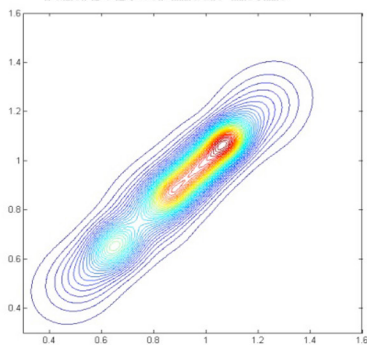
Panel B: High-income non-OECD



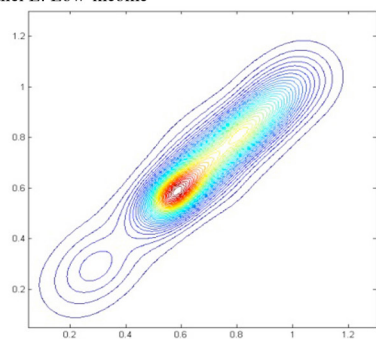
Panel C: Upper-middle-income



Panel D: Lower-middle-income



Panel E: Low-income

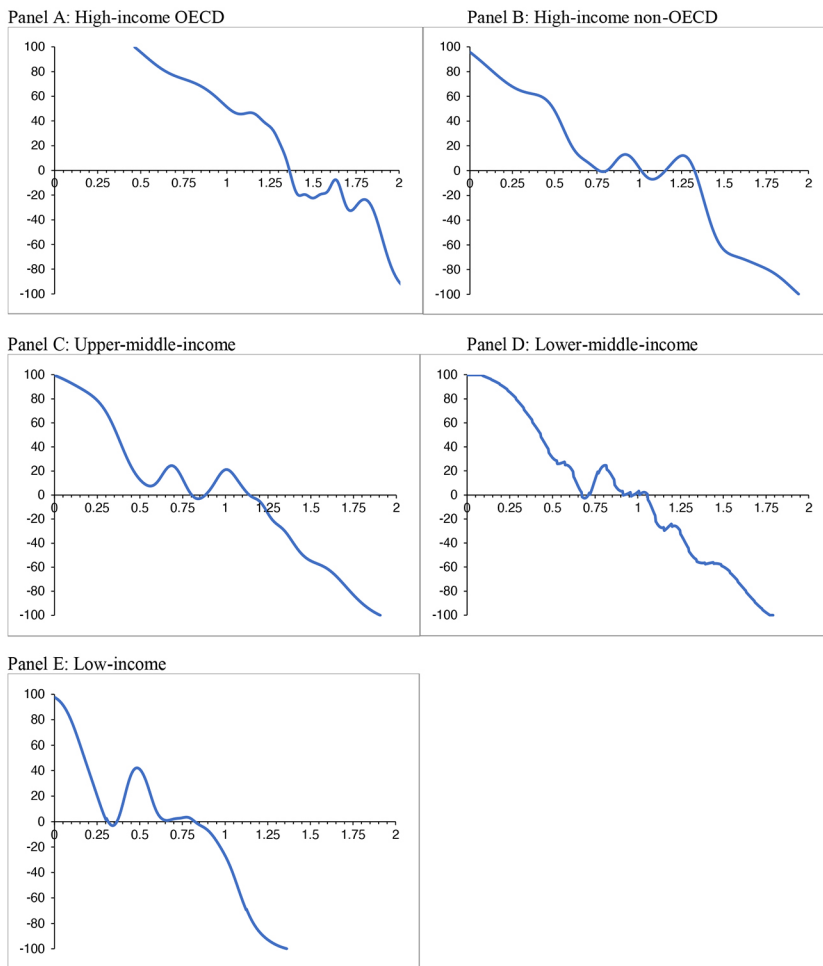


Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency at time t , and the vertical axis represents the value of relative transparency at time $t+1$.

Source: Authors' calculation.

Figure 12 shows that the MPP of the high-income OECD countries (Panel A) intersects the horizontal axis at 1.37 which is the highest amongst all the income groups. Panel B shows that the MPP of the high-income non-OECD countries intersects the axis at several points, however, the values of these intersections are much lower than those in Panel A. In fact, by comparing Panels A and B, it can be observed that the transitional dynamics of the high-income non-OECD

FIGURE 12
 MOBILITY PROBABILITY PLOTS (MPPS) FOR RELATIVE IT
 OF DIFFERENT INCOME GROUPS



Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the MPP.

Source: Authors' calculation.

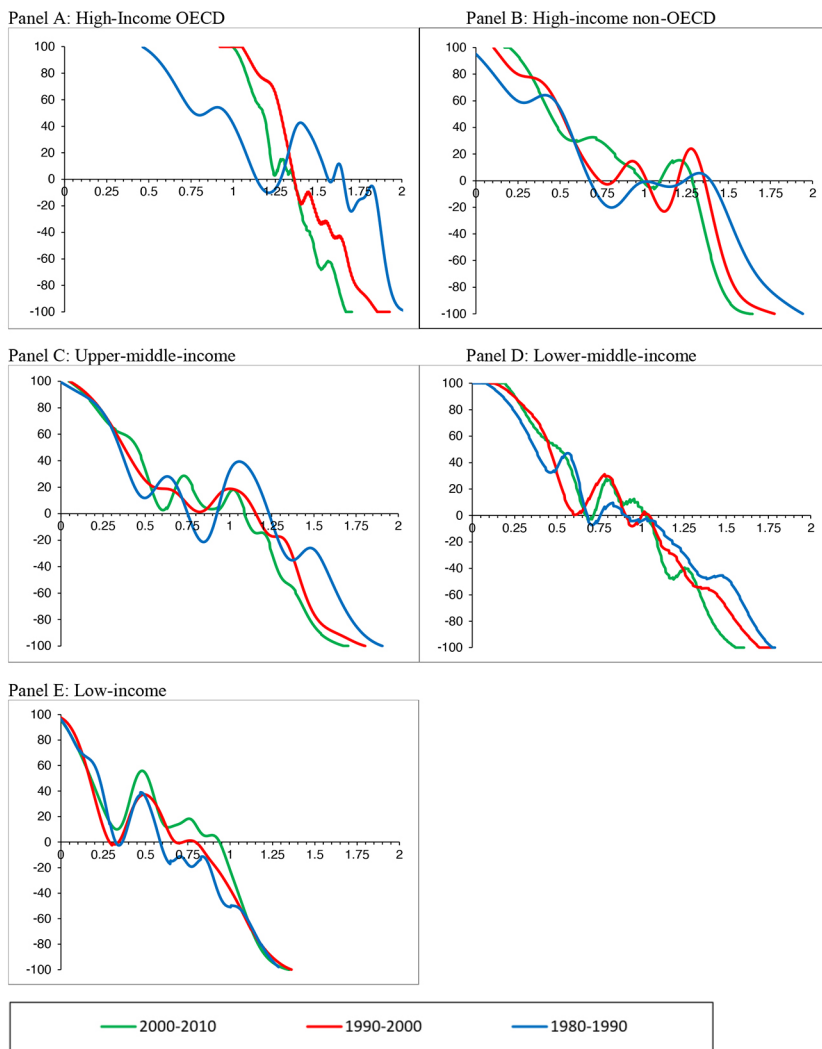
countries are far more complicated than those of the OECD countries. Since there are multiple intersection points in Panel B, the high-income non-OECD countries have a high probability of having several peaks in the ergodic distribution. This undoubtedly reflects the significant heterogeneity of this group, given countries ranging from oil-rich Middle East states such as Kuwait and the UAE to Hong Kong, and the Baltic states.

It is worth noting that the lower the income, the smaller the values of the MPPs' intersection points observed in Figure 12. For instance, Panel E shows that the MPP of the low-income countries intersects the axis at several points from 0.32 to 0.80, thereby indicating that the below-average transparency countries in the low-income group have a lower tendency of moving upward than their counterparts from the high-income OECD group. Thus, an important finding of this study is that there appears to be a strong relationship between income and upward mobility in IT. Panel E shows that the MPP of the low-income countries lies below the horizontal axis for values greater than 0.83. Furthermore, entities with a relative IT value of 1 have a 27 per cent net probability of moving downwards. This is somewhat concerning, as it means that the below-average countries in the low-income group are more likely to move further downwards in the future distribution. The difficulty of moving upward for the low-income countries suggests the existence of a development trap in IT.

Figure 13 shows the MPPs of different income groups across the three time periods. In Panel A (high-income OECD countries) the MPP of the 2000-2010 period lies below the MPPs of the earlier (1990-2000 and 1980-1990) periods for the IT values greater than the intersection point, indicating that the countries with high informational transparency have become more susceptible to falling downwards across time. Moreover, also on the left of the intersection with the horizontal axis, the MPP of the 2000-2010 period lies below the MPP of the 1990-2000 period, thus implying that the upward movement of countries with lower relative IT values decelerated somewhat during the most recent of investigated decades. Furthermore, we can observe a fair degree of resemblance amongst the MPPs of other income groups, which indicates that there is no substantial change to the transitional dynamics over time.

Figure 14 shows that ergodic distributions of all the income groups are quite dispersed, apart from the high-income OECD countries which have a noticeable high peak. It implies that the OECD countries will achieve similar levels of transparency in the future, while the other countries will exhibit large disparity. It is worth noting that the dramatic difference in shape between the two high-income groups (Panels A and B) suggests that factors other than income may also play a role in the transitional dynamics of countries' IT. Moreover, it is found that except for Panel A (high-income OECD countries), distributions have multiple peaks, thereby suggesting the emergence of convergence clubs.

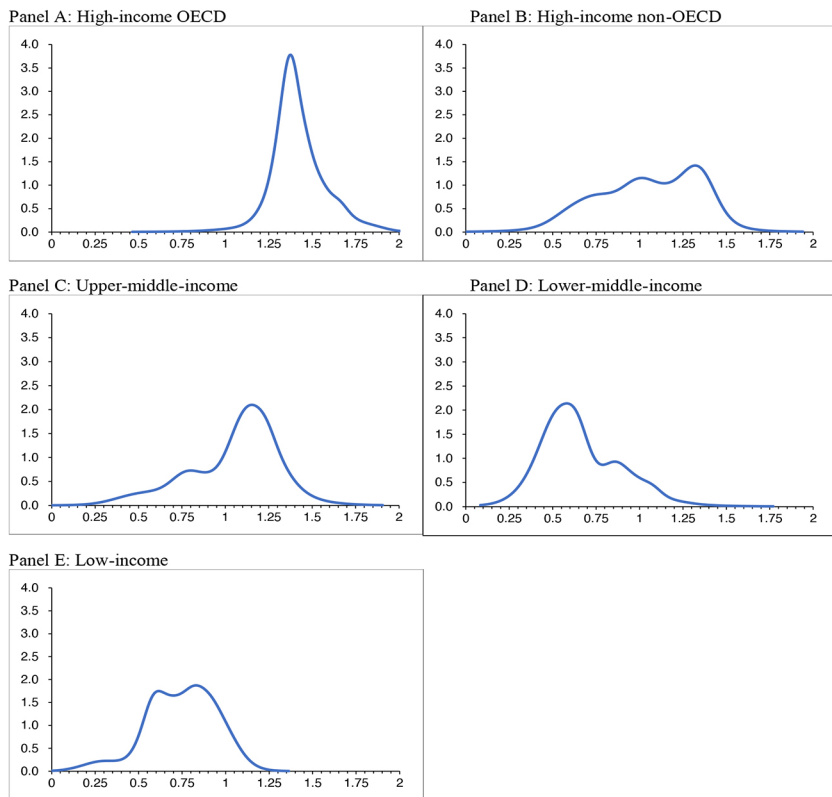
FIGURE 13
 MOBILITY PROBABILITY PLOTS (MPPS) FOR RELATIVE IT OF DIFFERENT
 INCOME GROUPS ACROSS DIFFERENT PERIODS



Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the MPP.

Source: Authors' calculation.

FIGURE 14
 ERGODIC DISTRIBUTIONS OF DIFFERENT INCOME GROUPS



Note: The horizontal axis represents the value of relative transparency, and the vertical axis represents the proportion.

Source: authors' calculation.

The findings in this section suggest that there is a positive relationship between the level of income and that of IT. The differences in IT can to a large extent be accounted for by the level of income and this is in line with our previous findings which suggest that there may be a bidirectional causality between IT and economic performance. If a country has a higher level of income, it can devote more resources to enhancing and improving IT. This, in turn, would lead to a surge in investments which may then contribute to higher economic growth, thereby resulting in a much higher level of income in the future. This is an alarming finding indicating that convergence clubs may emerge because of the sequence of reciprocal cause and effect in which the levels of income and IT strengthen each other in this process.

5. CONCLUSIONS

This paper has applied a nonparametric (dynamic distribution) approach to the issue of institutional convergence, using Williams' (2015) measure of Information Transparency (IT) in a global case study. Several issues stand out from this analysis. In the full global sample, there is some evidence supporting a slow move towards unconditional convergence in IT over time. However, closer examination reveals that there is stronger evidence for conditional convergence, whereby countries will move towards IT levels higher or lower than the global average, depending on their specific conditions.

The results derived from the regional analysis show that the countries within the regions of Europe, North and Central America, South America, and Oceania can converge to a value higher than the global average level of IT, while the countries within Asia will converge to the global average. Unfortunately, the results also show that the countries within the regions of Africa and the Middle East will converge to IT values much lower than the global average. Importantly, the ergodic distributions of many regions have more than one peak, thereby indicating the emergence of convergence clubs in many parts of the world.

Turning to the results derived from the study based on countries' income levels, the ergodic distribution of the high-income OECD countries has a noticeable single peak, while the distributions of other income groups are quite dispersed with multiple peaks. This implies that the OECD countries can attain a similarly high level of IT in the long run, while large disparities and convergence clubs will occur within other income groups. Another salient finding is that there is a positive relationship between income and IT levels, and the differences in IT can to a large extent be accounted for by the income levels. The findings derived from this study suggest that there may be a bidirectional causality between IT and economic performance. Given that the two can strengthen each other in the process, this may aggravate global disparity and lead to the emergence of convergence clubs in the future. Therefore, it is necessary to consider the income effect in formulating development policies for enhancing IT. Furthermore, because the two factors are positively related, they should be considered together in policy design.

The findings also pinpoint the importance of IT in the role of economic development and more resources should be supplied for improving IT while striving for economic growth. Furthermore, these findings may prove more meaningful to developing countries, and policies should be introduced there to increase IT accordingly. More assistance should be provided to the poor countries for setting up a satisfactory system of IT so that they can catch up with the developed countries in the years ahead. The analysis of this paper also depicts the evolution of IT by employing the new framework of the stochastic kernel approach, i.e., the Mobility Probability Plots (MPPs). MPPs highlight the convergence to a low level of IT for the low- and lower-middle-income countries and those situated in Africa, and the Middle East regions.

Overall, our findings give rise to a great concern for the efforts to promote IT around the world. Nevertheless, this is nascent research, of which this paper should be seen as only a small first step. It thus calls for another in-depth analysis of the determinants of IT. Moreover, it is worth noting that although the employment of MPP can provide information on the evolution of distribution, there are limitations to this approach. The first one is that the analytical results must be presented in the form of a figure. Another limitation is that, just like the other distribution dynamics analytical techniques, one cannot control for the driving factors but need to run the analysis for different sub-groups based on these factors. Thus, while it is undoubtedly true that low-income countries should increase their informational transparency, we are not able to offer detailed advice on how this can be achieved. Therefore, future research on IT can be conducted by using econometrics techniques such as σ - and β -convergence so that the importance of each factor can be established and compared with our results. In that sense, this paper should be seen as the first attempt toward a comprehensive understanding of the progress and development of the convergence in countries' institutional IT.

REFERENCES

- Ahmad, N. (2008). "Corrupt clubs and the convergence hypothesis". *Journal of Economic Policy Reform*, Vol. 11(1); 21-28.
- Ahmad, M., and S. G. Hall (2017). "Economic growth and convergence: Do institutional proximity and spillovers matter?". *Journal of Policy Modeling*, Vol. 39(6); 1065-1085.
- Alt, J. E., and D. D. Lassen (2006). "Fiscal transparency, political parties, and debt in OECD countries". *European Economic Review*, Vol. 50(6); 1403-1439.
- Barro, R. J. (1991). "Economic growth in a cross-section of countries". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106(2); 407-443.
- Barro, R. J. (2015). "Convergence and modernization". *Economic Journal*, Vol. 125; 911-942.
- Beyaert, A., J. García-Solanesa, and L. Lopez-Gomez (2019). "Do institutions of the euro area converge?". *Economic Systems*, Vol. 43(3-4); 100720.
- Blackburn, K., N. Bose, and M. E. Haque (2006). "The incidence and persistence of corruption in economic development". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 30(12); 2447-2467.
- Brunetti, A., and B. Weder (2003). "A free press is bad news for corruption". *Journal of Public Economics*, Vol. 87(7-8); 1801-1824.
- Cheong, T. S., and Y. Wu (2018). "Convergence and transitional dynamics of China's industrial output: A county-level study using a new framework of distribution dynamics analysis". *China Economic Review*, Vol. 48; 125-138.
- Cheong, T. S., V. J. Li, and X. Shi (2019). "Regional disparity and convergence of electricity consumption in China: a distribution dynamics approach". *China Economic Review*, Vol. 58; 101154.

- Chong, A., and C. Calderon (2003). "Causality and feedback between institutional measures and economic growth". *Economics and Politics*, Vol. 12(1); 69-81.
- Crowe, C., and E. E. Meade (2007). "The Evolution of central bank independence". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21(4); 69-90.
- De Long, J. B., and L. H. Summers (1993). "How strongly do developing economies benefit from equipment investment?". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32(3); 395-415.
- Gilbert, T. (2011). "Information aggregation around macroeconomic announcements: Revisions matter". *Journal of Financial Economics*, Vol. 101(1); 114-131.
- Gwartney, J. D., R. G. Holcombe, and R. A. Lawson (2006). "Institutions and the impact of investment on growth". *Kyklos*, Vol. 59(2); 255-273.
- Hall, J. C. (2016). "Institutional convergence: Exit or voice?". *Journal of Economics and Finance*, Vol. 40; 829-840.
- Hall, R. E., and C. I. Jones (1999). "Why do some countries produce so much more output per worker than others?". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114(1); 83-116.
- Hollyer, J. R., B. P. Rosendorff, and J. R. Vreeland (2011). "Democracy and transparency". *Journal of Politics*, Vol. 73(4); 1191-1205.
- Juessen, F. (2009). "A distribution dynamics approach to regional GDP convergence in unified Germany". *Empirical Economics*, Vol. 37; 627-652.
- Keefer, P., and S. Knack (1997). "Why don't poor countries catch up? A cross-national test of an institutional explanation". *Economic Inquiry*, Vol. 35(3); 590-602.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer (2008). "The economic consequences of legal origins". *Journal of Economic Literature*, Vol. 46(2); 285-332.
- Lee, W. C., J. Shen, T. S. Cheong, and M. Wojewodzki. (2021). "Detecting conflicts of interest in credit rating changes: a distribution dynamics approach" *Financial Innovation* Vol. 7(45).
- Maasoumi, E., J. Racine, and T. Stengos (2007). "Growth and convergence: a profile of distribution dynamics and mobility". *Journal of Econometrics*, Vol. 136; 483-508.
- Mauro, P. (1995). "Corruption and growth". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110(3); 681-712.
- Mukand, S. W., and D. Rodrik (2005). "In search of the Holy Grail: Policy convergence, experimentation, and economic performance". *American Economic Review*, Vol. 95(1); 374-383.
- Pritchett, L. (1997). "Divergence, big time". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11; 3-17.
- Quah, D. T. (1993a). "Empirical cross-section dynamics in economic growth". *European Economic Review*, Vol. 37(2-3); 426-434.
- Quah, D. T. (1993b). "Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis". *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95(4); 427-443.

- Pérez-Moreno, S., E. Bárcena-Martín, and J. Ritzén (2020). "Institutional quality in the Euro area countries: any evidence of convergence?". *Journal of Contemporary European Studies*, Vol. 28(3); 387-402.
- Rodrik, D. (2008). "Second-best institutions". *American Economic Review*, Vol. 98; 100-104.
- Rodrik, D., A. Subramanian, and F. Trebbi (2004). "Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development". *Journal of Economic Growth*, Vol. 9; 131-165.
- Roland, G. (2004). "Understanding institutional change: Fast-moving and slow-moving institutions". *Studies in Comparative International Development*, Vol. 38; 109-131.
- Savoia, A., and K. Sen (2016). "Do we see convergence in institutions? A cross-country analysis". *Journal of Development Studies*, Vol. 52(2); 166-185.
- Schönfelder, N., and H. Wagner (2019). "Institutional convergence in Europe". *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, Vol. 13; 1-23.
- Silverman, B. W. (1986). *Density estimation for statistics and data analysis*. New York: Chapman and Hall.
- Williams, A. (2009). "On the release of information by governments: Causes and consequences". *Journal of Development Economics*, Vol. 89(1); 124-138.
- Williams, A. (2015). "A global index of information transparency and accountability". *Journal of Comparative Economics*, Vol. 43(3); 804-824.

APPENDIX

TABLE A1
THE LIST OF 194 COUNTRIES GROUPED ACCORDING TO GEOGRAPHIC REGIONS

Region	Country
Africa	Algeria, Angola, Benin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroon, Cape Verde, Central African Republic, Chad, Comoros, Democratic Republic of Congo, Republic of Congo, Cote d'Ivoire, Djibouti, Egypt, Equatorial Guinea, Eritrea, Ethiopia, Gabon, Gambia, Ghana, Guinea, Guinea-Bissau, Kenya, Lesotho, Liberia, Libya, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritania, Mauritius, Morocco, Mozambique, Namibia, Niger, Nigeria, Rwanda, Sao Tome and Principe, Senegal, Seychelles, Sierra Leone, Somalia, South Africa, Sudan, Swaziland, Tanzania, Togo, Tunisia, Uganda, Zambia, Zimbabwe
Asia	Afghanistan, Bangladesh, Bhutan, Brunei, Cambodia, China, Hong Kong Special Administrative Region, India, Indonesia, Japan, Kazakhstan, Democratic People's Republic of Korea, Republic of Korea, Kyrgyzstan, Laos, Malaysia, Maldives, Mongolia, Myanmar (Burma), Nepal, Pakistan, Philippines, Singapore, Sri Lanka, Taiwan, Tajikistan, Thailand, Timor-Leste, Turkmenistan, Uzbekistan, Vietnam
Europe	Albania, Austria, Belarus, Belgium, Bosnia and Herzegovina, Bulgaria, Croatia, Czech Republic (Czechoslovakia), Denmark, Estonia, Finland, France, Germany (Federal Republic of Germany), Greece, Hungary, Iceland, Ireland, Italy, Kosovo, Latvia, Lithuania, Luxembourg, Macedonia, Malta, Moldova, Montenegro, Netherlands, Norway, Poland, Portugal, Romania, Russian Federation (Soviet Union), San Marino, Serbia, Slovak Republic, Slovenia, Spain, Sweden, Switzerland, Ukraine, United Kingdom
Middle East	Armenia, Azerbaijan, Bahrain, Cyprus, Georgia, Iran, Iraq, Israel, Jordan, Kuwait, Lebanon, Oman, Palestinian Autonomous Areas (also West Bank and Gaza), Qatar, Saudi Arabia, Syria, Turkey, United Arab Emirates, Yemen
North and Central America	Anguilla (overseas territory of the UK), Antigua and Barbuda, Aruba, Bahamas, Barbados, Belize, Canada, Costa Rica, Cuba, Dominica, Dominican Republic, El Salvador, Grenada, Guatemala, Haiti, Honduras, Jamaica, Mexico, Nicaragua, Panama, St Kitts and Nevis, St Lucia, St Vincent and the Grenadines, Trinidad and Tobago, United States
South America	Argentina, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, Ecuador, Guyana, Paraguay, Peru, Suriname, Uruguay, Venezuela
Oceania	Australia, Fiji, Kiribati, Marshall Islands, Micronesia, New Zealand, Palau, Papua New Guinea, Samoa, Solomon Islands, Tonga, Tuvalu, Vanuatu

TABLE A2
THE LIST OF 194 COUNTRIES GROUPED ACCORDING TO INCOME GROUPS

Income	Country
High-income OECD	Australia, Austria, Belgium, Canada, Chile, Czech Republic (Czechoslovakia), Denmark, Estonia, Finland, France, Germany (Federal Republic of Germany), Greece, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Republic of Korea, Luxembourg, Netherlands, New Zealand, Norway, Poland, Portugal, Slovak Republic, Slovenia, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom, United States
High-income non-OECD	Anguilla, Antigua and Barbuda, Aruba, Bahamas, Bahrain, Barbados, Brunei, Croatia, Cyprus, Equatorial Guinea, Hong Kong Special Administrative Region, Kuwait, Latvia, Lithuania, Malta, Oman, Qatar, Russian Federation (Soviet Union), San Marino, Saudi Arabia, Singapore, St Kitts and Nevis, Taiwan, Trinidad and Tobago, United Arab Emirates, Uruguay
Upper-middle-income	Albania, Algeria, Angola, Argentina, Azerbaijan, Belarus, Belize, Bosnia and Herzegovina, Botswana, Brazil, Bulgaria, China, Colombia, Costa Rica, Cuba, Dominica, Dominican Republic, Ecuador, Fiji, Gabon, Grenada, Hungary, Iran, Iraq, Jamaica, Jordan, Kazakhstan, Lebanon, Libya, Macedonia, Malaysia, Maldives, Marshall Islands, Mauritius, Mexico, Montenegro, Namibia, Palau, Panama, Peru, Romania, Serbia, Seychelles, South Africa, St Lucia, St Vincent and the Grenadines, Suriname, Thailand, Tonga, Tunisia, Turkey, Turkmenistan, Tuvalu, Venezuela
Lower-middle-income	Armenia, Bhutan, Bolivia, Cameroon, Cape Verde, Republic of Congo, Cote d'Ivoire, Djibouti, Egypt, El Salvador, Georgia, Ghana, Guatemala, Guyana, Honduras, India, Indonesia, Kyrgyzstan, Kiribati, Kosovo, Laos, Lesotho, Mauritania, Micronesia, Moldova, Mongolia, Morocco, Nicaragua, Nigeria, Pakistan, Papua New Guinea, Paraguay, Philippines, Samoa, Sao Tome and Principe, Senegal, Solomon Islands, Sri Lanka, Sudan, Swaziland, Syria, Timor-Leste, Ukraine, Uzbekistan, Vanuatu, Vietnam, Yemen, Zambia
Low-income	Afghanistan, Bangladesh, Benin, Burkina Faso, Burundi, Cambodia, Central African Republic, Chad, Comoros, Democratic Republic of Congo, Eritrea, Ethiopia, Gambia, Guinea, Guinea-Bissau, Haiti, Kenya, Democratic People's Republic of Korea, Liberia, Madagascar, Malawi, Mali, Mozambique, Myanmar (Burma), Nepal, Niger, Palestinian Autonomous Areas (also West Bank and Gaza), Rwanda, Sierra Leone, Somalia, Tajikistan, Tanzania, Togo, Uganda, Zimbabwe

Note: The list of countries is in accordance to the OECD member countries and World Bank's Classification as of the end of 2010.

Determinantes de la sincronización de los ciclos económicos en América del Norte*

Determinants of business cycle synchronization in North America

JAVIER EMMANUEL ANGUIANO PITA**

ANTONIO RUIZ PORRAS***

Resumen

En este artículo se analiza el papel de la integración comercial y financiera, la especialización productiva y las políticas monetarias en la sincronización de los ciclos económicos en América del Norte desde una perspectiva de largo plazo. Para este propósito, se estiman modelos de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) y pruebas de causalidad de Granger con paneles de datos anuales de Canadá, Estados Unidos y México durante el período 1980-2019. Los principales hallazgos sugieren que: 1) la integración comercial tiene un efecto positivo y la especialización productiva un efecto negativo en la sincronización de los ciclos de las economías; 2) el comercio intraindustrial predomina en la región; 3) los procesos de integración comercial y financiera son complementarios; 4) la integración financiera promueve la especialización productiva; y, 5) los avances de la integración comercial y financiera al interior de la región son heterogéneos.

Palabras clave: Sincronización de los ciclos económicos, integración comercial, integración financiera, especialización productiva, América del Norte.

Clasificación JEL: *F15, F42, F44.*

* Los autores agradecen a Laura Angélica Rippe Hernández y Nancy García Vázquez, así como a tres revisores anónimos, por sus comentarios referentes a los borradores de este artículo. Todos los errores y las interpretaciones son responsabilidad de los autores.

** M.Sc. en Economía. Estudiante del Doctorado en Estudios Económicos, Centro Universitario de Ciencias Económico-Administrativas, Universidad de Guadalajara, Zapopan, México. E-mail: je.ptt@hotmail.com. <https://orcid.org/0000-0002-3902-534X>

*** Ph.D. en Economía. Profesor, investigador y coordinador del Doctorado en Estudios Económicos, Centro Universitario de Ciencias Económico-Administrativas, Universidad de Guadalajara, Zapopan, México. E-mail: antoniop@cucea.udg.mx. <https://orcid.org/0000-0003-4184-0850>

Abstract

This article analyzes the role of trade and financial integration, productive specialization and monetary policies in the synchronization of business cycles in North America from a long-run perspective. For this purpose, we estimate seemingly unrelated regression (SUR) models and Granger causality tests with annual panel data for Canada, the United States and Mexico during the period 1980-2019. The main findings suggest that: 1) trade integration has a positive effect and productive specialization a negative one on business cycle synchronization of the economies; 2) intra-industrial trade predominates in the region; 3) trade and financial integration processes are complementary; 4) financial integration promotes productive specialization; and, 5) progresses in trade and financial integration within the region are heterogeneous.

Key words: *Business cycles synchronization; trade integration; financial integration; productive specialization; North America.*

JEL Classification: *F15, F42, F44.*

1. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas hemos sido testigos de los avances en la globalización económica debido al incremento de los vínculos comerciales y financieros a nivel mundial. Existe cierta creencia de que dichos vínculos pueden implicar mayores interdependencias entre las economías y, eventualmente, ocasionar la sincronización de los ciclos económicos. Sin embargo, los diferentes modelos teóricos y las evidencias empíricas no han logrado establecer un consenso respecto de relaciones únicas entre la integración comercial y financiera y la sincronización de los ciclos económicos. Esto ha ocasionado que el estudio de dichas relaciones sea una cuestión empírica específica para grupos de países y períodos determinados.

Los países de América del Norte han experimentado mayores interdependencias entre sus economías desde finales de la década de los años ochenta. Esto se debe, en parte, a la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) en enero de 1994. El TLCAN ha logrado establecer una zona de libre comercio de bienes y servicios; facilitado la movilidad de los flujos de inversión extranjera; y, en cierta medida, promovió un marco institucional y regulatorio común para Canadá, Estados Unidos y México. La particularidad que distingue a este bloque económico es que los países que lo integran presentan asimetrías en sus niveles de desarrollo económico y financiero. Sin embargo, existe la creencia de que el TLCAN y otros acuerdos similares pueden promover la convergencia de las economías (Lederman *et al.* 2005; Gong y Kim, 2018).

La mayor parte de la literatura que ha estudiado la sincronización de las economías de América del Norte se enfoca en evaluar los efectos del comercio

intrarregional. Esta literatura muestra que el comercio ha promovido la sincronización entre los sectores de manufacturas, principalmente entre Estados Unidos y México. Sin embargo, los estudios que analicen otros ámbitos del proceso de integración económica son relativamente escasos. La falta de estudios se explica, en parte, a limitaciones metodológicas acerca de las variables que determinan la sincronización entre las economías; la falta de indicadores comparables internacionalmente; y, a problemas de multicolinealidad, simultaneidad y endogeneidad entre las variables.

El objetivo de este artículo es analizar la relación entre la integración comercial y financiera, la especialización productiva, las políticas monetarias y la sincronización de las economías de Canadá, Estados Unidos y México. El estudio utiliza un panel de datos anuales para el período comprendido entre 1980 y 2019. Esta investigación busca contribuir a la literatura empírica en dos aspectos relevantes: en primer lugar, se analizan de manera conjunta tres pares de economías muy interrelacionadas, pero con diferentes niveles de desarrollo económico y financiero; y, en segundo lugar, se usa la técnica de los modelos de regresiones aparentemente no relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions, SUR*) con paneles de datos para estudiar las interrelaciones entre las variables.

La metodología del estudio se sustenta en el análisis de estadísticas descriptivas, de raíces unitarias, de correlaciones *pairwise*, y en la estimación de modelos SUR y de pruebas de causalidad con paneles de datos. En concreto, se utilizan paneles de datos para aprovechar las series de datos disponibles de una forma eficiente. El análisis estadístico permite caracterizar las dinámicas de las variables, determinar su orden de integración y calcular sus correlaciones. Los modelos SUR se emplean para estudiar los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos y las características del proceso de integración económica regional. Finalmente, las pruebas de causalidad se utilizan para estudiar la posible endogeneidad entre los indicadores analizados.

Este estudio hace contribuciones a la literatura que estudia los determinantes de la sincronización económica entre los países de América del Norte. Las contribuciones econométricas consisten en la estimación de modelos SUR y pruebas de causalidad para datos en panel. Los modelos SUR permiten estimar los determinantes de la sincronización a manera de un sistema de regresiones. Sin embargo, a diferencia de los modelos tradicionales para estimar sistemas, los modelos SUR no requieren formas funcionales específicas a las relaciones entre las variables. Además, son capaces de capturar los efectos de variables omitidas y no cuantificables. Los modelos SUR tienen estas propiedades porque los mismos asumen que las regresiones están correlacionadas por medio de sus términos de error.

La principal contribución analítica consiste en extender la investigación a las relaciones entre la integración comercial y la sincronización en países con niveles distintos de desarrollo económico. Los estudios que analizan la mencionada relación para los países de América del Norte son muy escasos y suelen enfocarse en los primeros diez años del TLCAN. Entre estos estudios destacan aquellos de Torres y Vela (2003), Ayhan Kose *et al.* (2005) y Chang (2011).

Particularmente, aquí se analiza la sincronización usando cinco indicadores que reflejan diferentes características del proceso de integración económica regional desde una perspectiva de largo plazo (40 años). Los principales hallazgos sugieren que la integración comercial y la especialización productiva han influido de forma significativa, aunque con signos opuestos, en la sincronización de las economías de América del Norte.

Este estudio se organiza en seis secciones incluyendo la presente introducción. En la sección siguiente se presenta la revisión de la literatura teórica y empírica que ha abordado previamente el estudio de los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos. La sección siguiente describe la metodología de análisis enfatizando el uso de los modelos SUR con paneles de datos. Posteriormente, se describe la base de datos y se presentan los análisis de estadística descriptiva, de raíces unitarias y de correlaciones *pairwise*. La quinta sección presenta los resultados del análisis econométrico. Finalmente, la última sección sintetiza las conclusiones y delimita las posibles líneas de investigación a futuro.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El estudio de los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos ha sido un tema ampliamente discutido entre los economistas. En general, la discusión se resume a dos cuestiones principales: la primera se refiere a determinar las variables que influyen en la sincronización de las economías; y la segunda en determinar el enfoque metodológico más adecuado para caracterizar las interrelaciones entre dichas variables. Actualmente, existe una gran cantidad de literatura teórica y empírica que intenta resolver las preguntas anteriores; sin embargo, los hallazgos de esta literatura suelen ser ambiguos y depender de grupos de países o períodos específicos. En esta sección se presenta la revisión de los principales estudios teóricos y empíricos que han analizado las cuestiones señaladas.

En la literatura especializada existe cierto consenso acerca de la relevancia de los flujos comerciales y financieros para explicar la sincronización de los ciclos económicos. Sin embargo, existen ciertas inconsistencias entre los resultados de los estudios empíricos y las predicciones de los modelos teóricos. En general, la mayoría de las investigaciones empíricas muestran que las economías con mayores vínculos comerciales y financieros tienden a estar más sincronizadas. Por el contrario, las predicciones de los modelos teóricos no logran establecer una relación única entre las variables y tienden a presentar resultados ambiguos dependiendo de los supuestos que establecen (Calderón *et al.* 2007; Déés y Zorell, 2012).

Desde la perspectiva teórica existen dos hipótesis que relacionan la naturaleza del comercio con sus efectos en la sincronización de los ciclos económicos. La primera hipótesis supone que la predominancia del comercio intraindustrial puede ocasionar la homogeneidad de los patrones de especialización productiva y favorecer la sincronización económica (Canova y Dellas, 1993; Frankel y Rose,

1998). Por el contrario, la segunda hipótesis plantea que la predominancia del comercio interindustrial puede ocasionar mayores diferencias en los patrones de especialización productiva y ocasionar la desincronización de los ciclos económicos (Kenen, 1981; Krugman, 2001; Kose y Yi, 2006).

La literatura que estudia teóricamente la relación entre la integración financiera y la sincronización económica también plantea resultados ambiguos. Backus *et al.* (1992) muestran que, en un modelo con mercados completos, los flujos de capitales internacionales tienden a moverse hacia mercados que ofrecen mayores rendimientos. Así, un *shock* tecnológico idiosincrático positivo puede ocasionar el incremento del flujo de capitales y desincronizar los ciclos económicos entre países. Por el contrario, en modelos con acceso incompleto a instrumentos de diversificación del riesgo, los flujos de capitales pueden ser un canal de propagación de eventos de crisis que promueven la sincronización de las economías (Baxter y Crucini, 1995; Devereaux y Yetman, 2010; Kalemli-Ozcan *et al.* 2013a)¹.

En el ámbito teórico, los efectos de la coordinación de las políticas monetarias en la sincronización de las economías ha sido un tema relativamente poco estudiado. La literatura existente supone que dicha relación es ambigua, ya que las políticas monetarias pueden alterar directamente la fase del ciclo en la que se encuentran las economías (Chang, 2011). En este sentido, la coordinación de las políticas monetarias puede favorecer la sincronización entre aquellas economías que posean mayores similitudes productivas y enfrenen *shocks* comunes (Frankel y Rose, 1998). Por el contrario, si las políticas monetarias responden específicamente a *shocks* idiosincráticos estas pueden favorecer la desincronización de los ciclos económicos (Otto *et al.* 2001; Bőwer y Guillemineau, 2006).

La falta de consistencia en los resultados de la literatura teórica implica que los determinantes de la sincronización de las economías deben evaluarse empíricamente. En este contexto, la literatura empírica puede clasificarse según el nivel de desarrollo de las economías y los enfoques metodológicos empleados. En general, la mayor parte de la literatura se ha centrado en estudiar los determinantes de la sincronización entre economías desarrolladas. Las evidencias de estos estudios suponen que mayores vínculos comerciales favorecen la sincronización de las economías. Sin embargo, los resultados de los efectos de otras variables que influyen en la sincronización tienden a ser susceptibles al grupo de países y el período analizado.

La literatura empírica que ha estudiado los efectos del comercio en la sincronización de las economías es relativamente extensa. En general, los estudios que emplean modelos de gravedad del comercio con variables instrumentales muestran que mayores vínculos comerciales se asocian con economías más

¹ Obstfeld (1994) plantea un mecanismo alternativo para explicar la relación negativa entre la integración financiera y la sincronización de las economías. Este autor plantea que la integración financiera permite el financiamiento de proyectos más riesgosos y favorece la especialización productiva de los países según sus ventajas comparativas. Así, las diferencias productivas conducen a la desincronización de las economías.

sincronizadas². Sin embargo, existen otros estudios como el de Inklaar *et al.* (2008) que muestran que los efectos de la integración comercial en la sincronización de las economías de la OCDE son relativamente débiles. De forma similar, los resultados del estudio de Asterious y Moudatsou (2015) sugieren que el comercio propició la sincronización de las economías de la Unión Europea hasta antes de la crisis financiera mundial de 2008-2009.

Existen algunos estudios que enfatizan la importancia de considerar las características y no únicamente los volúmenes de los flujos comerciales. En este contexto, Frankel y Rose (1998) e Imbs (2004) enfatizan que el comercio intraindustrial es una de las razones principales del incremento en la sincronización de los ciclos económicos internacionales³. A nivel regional, los estudios de Li (2017) y Gong y Kim (2018) muestran que el comercio intraindustrial ha favorecido la sincronización de las economías de Asia y Europa Oriental. Sin embargo, también existen estudios que demuestran lo contrario. Particularmente, el estudio de Cortinhas (2007) muestra que existe una relación marginal entre el comercio intraindustrial y la sincronización de las economías del Sudeste Asiático.

La literatura que analiza los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos se caracteriza por centrar su atención en grupos de economías desarrolladas. Sin embargo, los estudios de Calderón *et al.* (2007), Chang (2011), Gong y Kim (2018) se caracterizan por analizar dicha relación entre economías con diferentes niveles de desarrollo económico. Los resultados de estos estudios muestran que, aunque existe una relación positiva del comercio en la sincronización, su relevancia tiende a ser menor cuando se estudian economías en vías de desarrollo. En un contexto similar, existen otros estudios que plantean que el comercio entre economías con distintos niveles de desarrollo puede ocasionar la divergencia de los ciclos económicos (i.e. Cheng *et al.* 2019; Padhan y Prabheesh, 2020).

La literatura empírica que ha estudiado los efectos de la integración financiera es relativamente menos extensa y tiende a presentar resultados poco consistentes. Los estudios de Imbs (2004, 2006) y Bhattarai *et al.* (2021) muestran que la integración financiera facilita la transmisión internacional de fluctuaciones macroeconómicas y, por tanto, la sincronización de las economías. En un contexto similar, los estudios de Hsu *et al.* (2011) y Déés y Zorell (2012) muestran que la integración financiera que promueve la homogeneidad de las estructuras productivas ocasiona que las economías estén más sincronizadas. Por otra parte, los estudios de Kalemlı-Ozcan *et al.* (2013a,b) y Cesa-Bianchi *et al.* (2019) plantean que la integración financiera puede tener efectos diferenciados en la sincronización según la naturaleza de los *shocks* que afecten a las economías.

² Entre los estudios representativos que han llegado a estas conclusiones destacan aquellos de Frankel y Rose (1998); Imbs (2004); Hsu *et al.* (2011); Déés y Zorell (2012); Antonakakis y Tondl (2014).

³ Estos estudios atribuyen que la existencia de *shocks* comunes a industrias específicas explica en buena medida la sincronización de los ciclos económicos.

Existen otros estudios que evidencian una relación negativa entre la integración financiera y la sincronización de los ciclos económicos. La evidencia presentada por García-Herrero y Ruiz (2008) muestra que, si se consideran economías con distintos niveles de desarrollo, la integración financiera desincroniza los ciclos económicos. En un contexto similar, los estudios de Cerqueira y Martins (2009) y Monnet y Puy (2016) analizan grandes conjuntos de países y encuentran que la apertura financiera reduce las correlaciones entre los ciclos económicos. Finalmente, los estudios de Kalemli-Ozcan *et al.* (2013b) y Duval *et al.* (2016) muestran que la integración bancaria también ocasiona la divergencia de los ciclos económicos⁴.

La literatura empírica que ha estudiado la relación entre la coordinación de políticas monetarias y la sincronización de las economías tiende a presentar resultados similares. En general, las evidencias empíricas sugieren que las similitudes en las políticas monetarias se relacionan con mayores niveles de sincronización de los ciclos económicos. El estudio de Schiavo (2008) sugiere que la integración monetaria promueve la integración de los mercados de capitales, siendo este resultado lo que provoca la sincronización de las economías. Existen otros estudios que analizan los efectos de la vinculación de las políticas monetarias entre socios comerciales. Estos estudios muestran que dicha vinculación favorece la estabilidad cambiaria e incrementa el comercio y la sincronización de las economías (i.e. Frankel y Rose, 1998; Bőwer y Guillemineau, 2006; Antonakakis y Tondl, 2014).

La literatura que ha estudiado puntualmente los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos entre los países de América del Norte son escasos. En general, los estudios suponen que los procesos de integración comercial y financiera han contribuido a la sincronización de los ciclos de las economías de la región. Por una parte, el incremento de los flujos comerciales, principalmente de tipo intraindustrial, ha generado mecanismos de transmisión de *shocks* entre las economías y promovido su sincronización (Torres y Vela, 2003; Cuevas *et al.*, 2003; Kose *et al.*, 2004; Ayhan Kose, Meredith y Towe, 2005; Chiquiar y Ramos-Francia, 2005; Mejía-Reyes *et al.* 2006; Chang, 2011). Por otra parte, el incremento de las inversiones intrarregionales ha contribuido a consolidar la integración de los procesos productivos y, por tanto, la sincronización de las economías (Lederman *et al.* 2005; Misztal, 2016; Albarrán-Macías y Mejía-Reyes, 2020).

La principal limitación de los estudios empíricos estriba en la falta de consenso respecto de los enfoques teóricos que explican la sincronización de los ciclos económicos. En este contexto, el estudio que se presenta aquí complementa a la literatura porque incluye distintas variables que potencialmente influyen en la sincronización de las economías sin suponer una relación única entre estas.

⁴ Particularmente, el estudio de Kalemli-Ozcan *et al.* (2013b) sugiere que la integración bancaria puede ser un canal de contagio que promueva la propagación de *shocks* comunes durante eventos de crisis y, por tanto, favorecer la sincronización de los ciclos económicos en períodos específicos.

Más aún, el enfoque metodológico sustentado en modelos de tipo SUR permite considerar los efectos de variables no observables (i.e. factores políticos e institucionales) que se vinculan con el proceso de integración económica regional. Además, el mismo enfoque también permite caracterizar la heterogeneidad de las relaciones económicas y financieras de la región mediante la estructura de datos en panel.

La pertinencia de usar los modelos SUR con paneles de datos se justifica porque no hay razones para suponer que las variables que determinan la sincronización de las economías sean únicas y además cuantificables. En este estudio se emplea el modelo SUR con paneles de datos y efectos aleatorios propuesto por Baltagi (1980). Este enfoque permite estimar de forma indirecta un sistema de regresiones sin imponer una forma funcional específica que defina la relación entre las variables; además, las regresiones del sistema se vinculan entre sí mediante los términos de error, lo que permite capturar los efectos de variables omitidas y aquellas no cuantificables. Se enfatiza esta última característica porque resulta importante si se considera la complejidad de los procesos de integración económica y financiera.

Finalmente, es importante señalar que la revisión de la literatura evidencia la relevancia de estudiar los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos en América del Norte. En primer lugar, esta investigación es importante por la falta de estudios pertinentes a los efectos de la integración comercial y financiera en la sincronización de las economías de la región; asimismo, por la escasez de estudios respecto de los procesos de integración económica que vinculan a países con distintos niveles de desarrollo. Esta investigación también se relaciona con la entrada en vigor del Tratado México-Estados Unidos-Canadá (TMEC) en el 2020. Estas consideraciones constituyen en sí mismas la motivación y justifican el enfoque metodológico empleado en el análisis empírico.

3. METODOLOGÍA DE ANÁLISIS

En este estudio se emplean datos en panel para estudiar los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos en América del Norte. La metodología se sustenta en el análisis descriptivo y la estimación econométrica de modelos SUR y pruebas de causalidad de Granger. El análisis descriptivo se usa para caracterizar la dinámica de las variables, determinar la existencia de correlaciones entre estas y definir su orden de integración. La estimación de los modelos SUR se emplea para caracterizar las interrelaciones entre las variables. Finalmente, se emplea el análisis de causalidad como una alternativa para probar la robustez de las estimaciones econométricas ante la existencia potencial de endogeneidad en los modelos de regresión.

El análisis descriptivo se sustenta en estadísticas descriptivas, pruebas de raíces unitarias en panel y el cálculo de correlaciones *pairwise*. Las estadísticas descriptivas se usan para caracterizar las dinámicas de los procesos de integración económica entre los países de América del Norte. Las pruebas de raíces

unitarias se emplean para determinar el orden de integración de las variables. Particularmente, aquí se usan las pruebas de raíz unitaria propuestas por Im *et al.* (2003). Se usan estas pruebas porque permiten considerar la heterogeneidad entre los individuos que conforman el panel de datos. Los coeficientes de correlaciones por pares se usan para estimar el grado de asociación lineal y las posibles interdependencias entre las variables.

El estudio de los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos se sustenta en la estimación de modelos SUR siguiendo el enfoque de Baltagi (1980). Metodológicamente, este enfoque permite combinar las propiedades de los modelos SUR propuestos originalmente por Zellner (1962) con estructuras de paneles de datos usando estimadores de efectos aleatorios. El uso de este enfoque permite la estimación indirecta de sistemas en donde las regresiones se vinculan entre sí por medio de los términos de error⁵. Particularmente, aquí suponemos que dichos errores capturan los efectos de variables omitidas, tales como factores políticos e institucionales, que se relacionan con el proceso de integración regional.

Las regresiones que conforman los sistemas de regresiones estimados mediante el enfoque SUR se basan en las propuestas de Imbs (2004) y Antonakakis y Tondl (2014). La definición precisa de los indicadores contenidos en cada regresión se presenta en la siguiente sección. Formalmente, los sistemas de regresiones se definen por las siguientes cuatro expresiones:

$$(1) \quad \rho_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{ij,t} + \alpha_2 S_{ij,t} + \alpha_3 F_{ij,t} + \alpha_4 MP_{ij,t} + \varepsilon_{1,ijt}$$

$$(2) \quad T_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 S_{ij,t} + \beta_2 F_{ij,t} + \beta_3 MP_{ij,t} + \varepsilon_{2,ijt}$$

$$(3) \quad S_{ij,t} = \gamma_0 + \gamma_1 T_{ij,t} + \gamma_2 F_{ij,t} + \gamma_3 MP_{ij,t} + \varepsilon_{3,ijt}$$

$$(4) \quad F_{ij,t} = \delta_0 + \delta_1 T_{ij,t} + \delta_2 S_{ij,t} + \delta_3 MP_{ij,t} + \varepsilon_{4,ijt}$$

en donde $\rho_{ij,t}$ se refiere a un indicador que mide el nivel de sincronización entre las economías i y j en el tiempo t . $T_{ij,t}$ y $F_{ij,t}$ se refieren a los indicadores que miden la integración comercial y financiera, respectivamente. $S_{ij,t}$ es un indicador que mide las diferencias sectoriales en la especialización productiva. $MP_{ij,t}$ es un indicador que mide las diferencias en las políticas monetarias. Finalmente, $\varepsilon_{kij,t} = \mu_{kij,t} + v_{kij,t}$ es el término de error idiosincrático compuesto por la suma

⁵ Idealmente, los sistemas de ecuaciones como el considerado en esta investigación deberían ser estimados mediante métodos que consideren la posible endogeneidad y simultaneidad entre las variables. Sin embargo, las características particulares de los datos disponibles no permiten la adición de paneles adicionales, ni tampoco la correcta especificación de variables exógenas que puedan ser utilizadas como instrumentos. Estas consideraciones constituyen posibles líneas de investigación a futuro de la investigación que aquí se presenta.

de un componente invariante en el tiempo (μ_{ij}) para cada par de países y un término de error idiosincrático estocástico ($v_{ij,t}$).

El análisis de causalidad se emplea para estudiar la robustez de las estimaciones de los modelos SUR debido a la existencia potencial de endogeneidad entre las variables. Particularmente, aquí se emplean las pruebas de causalidad bivariadas para paneles de datos heterogéneos propuestas por Dumitrescu y Hurlin (2012)⁶. Las regresiones empleadas para estimar las pruebas se definen por la siguiente ecuación:

$$(5) \quad y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{i,k} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{i,k} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{con } i = 1, \dots, N \text{ y } t = 1, \dots, T$$

donde $y_{i,t}$ y $x_{i,t}$ son observaciones de dos variables estacionarias para el individuo i en el panel de datos durante el período t . El enfoque en cuestión supone que los coeficientes difieren entre los individuos, pero son invariantes en el tiempo. Asimismo, las regresiones suponen que el orden de rezagos K es idéntico para todos los individuos, y que se estiman con paneles balanceados (Dumitrescu y Hurlin, 2012: 1451).

En este punto se debe enfatizar que la metodología propuesta en este estudio tiene tres objetivos: primero, caracterizar los avances en los procesos de integración económica entre los países de América del Norte; segundo, estudiar el papel de la integración comercial y financiera, la especialización productiva y las políticas monetarias en la sincronización de los ciclos económicos regionales; y, por último, determinar la existencia y el sentido de las relaciones de causalidad entre las variables analizadas. Estos objetivos son relevantes para comprender algunos aspectos del proceso de integración económica regional y prever el futuro del mismo.

Finalmente, es importante reconocer que la metodología empleada tiene algunas limitaciones que se señalan a continuación: primero, las pruebas de raíces unitarias empleadas pueden presentar un bajo poder estadístico cuando se estudian muestras pequeñas; segundo, los modelos econométricos suponen que las relaciones entre las variables son lineales y estables en el tiempo; tercero, los modelos SUR suponen la exogeneidad estricta de las variables independientes; y, cuarto, las pruebas de causalidad consideran un enfoque bivariado. Estas limitaciones constituyen líneas de investigación a futuro adicionales del estudio que aquí se presenta.

⁶ La hipótesis nula asociada a la prueba supone que no existe causalidad entre dos variables en ninguno de los individuos del panel. Por el contrario, la hipótesis alternativa supone que hay causalidad en alguno de los individuos del panel. Se utilizan estas pruebas porque su uso se considera adecuado para muestras pequeñas tanto en la dimensión del tiempo como del número de individuos del panel (Dumitrescu y Hurlin, 2012:1451).

4. BASE DE DATOS Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

La base de datos empleada en este estudio se compone por un panel de cinco indicadores bilaterales anuales⁷. Los indicadores en cuestión se usan para caracterizar el nivel de sincronización de los ciclos económicos; la intensidad comercial; la integración financiera; y las diferencias en la especialización productiva y las políticas monetarias. El cálculo de los indicadores considera datos representativos de Canadá, Estados Unidos y México para los años 1980 a 2019⁸. La descripción específica de las series de datos empleados para calcular los indicadores y las fuentes de donde fueron recuperados se presenta en la Tabla A.1. al final de este documento. Por consistencia estadística, los valores de los indicadores, con excepción de aquellos que miden la sincronización económica, son transformados a logaritmos naturales.

Para medir el nivel de sincronización bilateral de los ciclos económicos ($\rho_{ij,t}$) aquí se usa el indicador originalmente propuesto por Giannone *et al.* (2010), y que ha sido utilizado previamente en distintas investigaciones (i.e. Kalemli-Ozcan *et al.* 2013a; Cesa-Bianchi *et al.* 2019). Este indicador se define por la siguiente expresión:

$$(6) \quad \rho_{ij,t} = -\left| \Delta PIB_{i,t} - \Delta PIB_{j,t} \right| \times 100$$

donde $\Delta PIB_{i,t}$ y $\Delta PIB_{j,t}$ se refieren a las tasas de crecimiento anual del PIB real del país i y j , respectivamente. Los valores de este indicador se encuentran acotados en un rango entre 0 y $-\infty$. La interpretación de $\rho_{ij,t}$ supone que valores cercanos a cero indican mayores niveles de sincronización entre cada par de economías. Este indicador presenta tres ventajas que lo distinguen de otras medidas comúnmente utilizadas en la literatura: primero, permite analizar la naturaleza dinámica de la sincronización, ya que se puede calcular para cada período; segundo, sus valores no dependen del período que se analiza⁹; y, tercero, no se encuentra sujeto a las críticas del uso de técnicas de filtrado de series de tiempo¹⁰.

⁷ El uso de datos anuales sigue la convención de la literatura especializada que supone que los datos de alta frecuencia tienden a incluir ruido estadístico que puede sesgar las estimaciones econométricas. Asimismo, resulta poco probable que los patrones de especialización productiva de las economías sufran modificaciones considerables en el corto plazo.

⁸ El período de análisis fue seleccionado considerando la disponibilidad de datos en inversiones financieras internacionales y el inicio de la apertura gradual de la economía de México. Asimismo, se excluyó del análisis el año 2020 para evitar posibles sesgos de estimación, debido a los efectos económicos y financieros de la pandemia COVID-19.

⁹ Forbes y Rigobon (2002) critican el uso de medidas basadas en coeficientes de correlación estáticos y dinámicos tradicionales, ya que estos tienden a sobreestimar la magnitud de las correlaciones en momentos de crisis debido al aumento de la volatilidad.

¹⁰ El principal problema de los métodos de filtrado estadístico es la incertidumbre en los valores apropiados de los parámetros de suavizamiento que dependen de la periodicidad

El indicador utilizado para medir los efectos de la intensidad comercial ($T_{ij,t}$) se basa en las propuestas teóricas de Deardorff (1998, p.14). El indicador en cuestión ha sido utilizado previamente por distintas investigaciones (i.e. Imbs, 2004; Déés y Zorell, 2012; Gong y Kim, 2018), y se define por la siguiente expresión:

$$(7) \quad T_{ij,t} = \left[\frac{EX_{ij,t} + IM_{ij,t}}{PIB_{i,t} \times PIB_{j,t}} \right] \times PIB_{w,t}$$

donde $EX_{ij,t}$ e $IM_{ij,t}$ se refieren a los valores nominales de las exportaciones e importaciones nominales del país i al j , respectivamente¹¹. PIB se refiere al valor nominal del PIB de los países i, j y mundial (w). La interpretación de esta medida supone que niveles más altos de $T_{ij,t}$ implican una mayor intensidad del comercio bilateral. Se usa esta medida de intensidad comercial para limitar los posibles efectos de las asimetrías en el tamaño de las economías analizadas.

Para medir los efectos de la especialización productiva ($S_{ij,t}$) se emplea el indicador propuesto por Krugman (1991). Este indicador mide las diferencias sectoriales en las estructuras productivas entre países y se define por la siguiente expresión:

$$(8) \quad S_{ij,t} = \sum_i \sum_k |VA_{k,it} - VA_{k,jt}| \times 100$$

donde $VA_{k,it}$ se refiere a la contribución del valor agregado de la industria k al PIB del país i . El cálculo de este indicador considera la información sectorial agregada a un solo dígito siguiendo la clasificación ISIC¹². La interpretación de esta medida supone que $S_{ij,t}$ tendrá valores diferentes de cero en la medida en que los países se especialicen en sectores productivos distintos.

de la muestra y los sesgos de los valores extremos de la muestra (Canova, 1998; Pollock; 2016).

¹¹ Como se ha reportado previamente en la literatura, las bases de datos acerca de comercio internacional bilateral contienen ciertas inconsistencias respecto de la información reportada. Esto implica que no necesariamente el valor de las exportaciones del país i al j es igual al valor reportado de las importaciones de j de i . Por esta razón, aquí se utiliza únicamente la información bilateral reportada por la economía cuyo valor del PIB es más grande (i.e. Estados Unidos y Canadá).

¹² Las categorías sectoriales empleadas en esta investigación incluyen: i) agricultura, caza, silvicultura y pesca (ISIC A-B); ii) minería, manufacturas y servicios públicos (ISIC C-E); iii) manufacturas (ISIC D); iv) construcción (ISIC F); v) comercio al por mayor y al por menor, restaurantes y hoteles (ISIC G-H); vi) transporte, alimentación y comunicaciones (ISIC I); y, vii) otras actividades (ISIC J-P).

En la literatura empírica no existe un consenso respecto de la forma más adecuada para medir el nivel de integración financiera ($F_{ij,t}$) en términos bilaterales. Por tanto, en este estudio se usa una adaptación del indicador originalmente propuesto por Lane y Milesi-Ferreti (2003) para medir el nivel de integración financiera internacional. El indicador en cuestión se define por la siguiente expresión:

$$(9) \quad F_{ij,t} = \frac{1}{2} \left(\frac{(A_{i,t} + L_{i,t})}{PIB_{i,t}} + \frac{(A_{j,t} + L_{j,t})}{PIB_{j,t}} \right)$$

donde $(A_{i,t} + L_{i,t})$ denota la suma del total de activos ($A_{i,t}$) y pasivos ($L_{i,t}$) financieros internacionales del país i en el tiempo t . $PIB_{i,t}$ se refiere al valor nominal del PIB del país i en cada período. La interpretación de esta medida supone que valores más altos de $F_{ij,t}$ se relacionan con mayores niveles de integración financiera internacional. Se usa este indicador debido a limitaciones en la disponibilidad de series consistentes en inversiones bilaterales.

Finalmente, en este estudio se considera un indicador adicional que evalúa el papel de las diferencias en las políticas monetarias ($MP_{ij,t}$) en la sincronización de los ciclos económicos. El indicador en cuestión se define por la siguiente expresión:

$$(10) \quad MP_{ij,t} = |r_{i,t} - r_{j,t}|$$

donde $r_{i,t}$ se refiere a la tasa de interés real del país i en el tiempo t . La interpretación de este indicador supone que valores distintos de cero reflejan la idiosincrasia en el manejo de la política monetaria de un determinado país. En este contexto, aquí se evalúa si mayores diferencias (similitudes) en las políticas monetarias implican la desincronización (sincronización) de los ciclos económicos. Para calcular este indicador se emplean las tasas de interés interbancarias inmediatas (*call money*) deflactadas utilizando la inflación anual medida a partir de los índices de precios al consumidor de cada país.

La Tabla 1 presenta la estadística descriptiva de los indicadores durante el período analizado. Particularmente, la tabla muestra que, en promedio, la sincronización de los ciclos económicos ha sido mayor entre Canadá y Estados Unidos (-0,9050), y menor entre Canadá y México (-2,4260). De forma similar, el promedio del indicador que mide la intensidad comercial entre Canadá y Estados Unidos resultó ser mayor (141,4812) y menor entre México y Canadá (68,9922). Si se consideran las diferencias en la especialización productiva, México y Estados Unidos registraron, en promedio, las mayores diferencias (44,7826) y Canadá y Estados Unidos las menores (16,7376).

Los indicadores que miden la integración financiera y las diferencias de las políticas monetarias presentan tendencias similares a los indicadores previamente descritos. Específicamente, el nivel de integración financiera internacional

TABLA 1
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LOS INDICADORES ANALIZADOS

Indicador	Promedio	Desv. Est.	Mínimo	Máximo	Obs.
<i>Sincronización de los ciclos económicos</i>					
Canadá - Estados Unidos	-0,9050	0,6870	-2,5656	-0,0095	40
México - Estados Unidos	-2,2662	2,3958	-9,1467	-0,0655	40
Canadá - México	-2,4260	2,1358	-9,1562	-0,0197	40
<i>Intensidad comercial bilateral</i>					
Canadá - Estados Unidos	141,4812	28,9896	86,6773	183,5967	40
México - Estados Unidos	118,0533	49,8951	43,9362	209,5757	40
Canadá - México	68,9922	39,3095	14,9630	149,7664	40
<i>Diferencias en la especialización productiva</i>					
Canadá - Estados Unidos	16,7376	2,6569	11,7935	21,3740	40
México - Estados Unidos	44,7826	6,6037	33,1809	62,2634	40
Canadá - México	33,6412	7,1230	23,1448	50,5209	40
<i>Integración financiera internacional</i>					
Canadá - Estados Unidos	201,0189	99,6622	71,6322	401,1842	40
México - Estados Unidos	130,2879	64,4365	39,0314	235,5004	40
Canadá - México	156,3362	64,8572	67,8573	313,6688	40
<i>Diferencias de las políticas monetarias</i>					
Canadá - Estados Unidos	1,4149	1,2865	0,0574	5,4133	40
México - Estados Unidos	7,8223	14,4478	0,2084	73,3645	40
Canadá - México	7,4988	14,4660	0,0096	75,0054	40

Fuente: Elaboración propia con información estadística de OECD Stats, Fondo Monetario Internacional, UNCTAD y Lane y Milesi-Ferreti (2018). Nota: los valores presentados en la tabla consideran los valores originales de los indicadores expresados en términos porcentuales. El período analizado comprende los años 1980 a 2019.

promedio de Canadá y Estados Unidos fue el más alto (201,0189) y el de México y Estados Unidos el más bajo (130,2879). Asimismo, las diferencias de las políticas monetarias fueron, en promedio, mayores entre México y Estados Unidos (7,8223) y menores entre Canadá y Estados Unidos (1,4149). La misma tabla también muestra que los indicadores bilaterales que incluyen a México fueron más volátiles, según sus desviaciones estándar, en comparación con los de Canadá y Estados Unidos. Estos hallazgos revelan la existencia de cierta heterogeneidad en las dinámicas de los indicadores de los países de América del Norte.

La Tabla 2 presenta los resultados de las estimaciones de las pruebas de raíces unitarias para paneles de datos. En general, la tabla muestra que todos los indicadores estudiados son estacionarios en niveles, es decir, las variables son I(0). Adviértase que la misma tabla presenta algunas discrepancias según el supuesto que se haga respecto de la inclusión de regresores exógenos al estimar las pruebas. Estas discrepancias pueden deberse, entre otras cuestiones, a la existencia de cambios estructurales y las posibles distorsiones de las pruebas debido al tamaño reducido de la muestra analizada. Por consistencia, aquí suponemos

TABLA 2
PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS EN PANEL DE IM,
PESARAN Y SHIN (2003)

Indicador	Niveles		Primeras diferencias		I(d)
	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.	
<i>Sincronización de los ciclos económicos</i>					
Intercepto	-5,4819	0,0000	-8,9214	0,0000	I(0)
Intercepto y tendencia	-7,7019	0,0000	-8,3694	0,0000	I(0)
<i>Intensidad comercial bilateral</i>					
Intercepto	0,7224	0,7650	-8,2716	0,0000	I(1)
Intercepto y tendencia	-2,2162	0,0133	-7,5214	0,0000	I(0)
<i>Diferencias en la especialización productiva</i>					
Intercepto	-1,6651	0,0480	-5,8000	0,0000	I(0)
Intercepto y tendencia	-0,5743	0,2829	-5,1585	0,0000	I(1)
<i>Integración financiera internacional</i>					
Intercepto	1,2288	0,8904	-10,4155	0,0000	I(1)
Intercepto y tendencia	-2,8646	0,0021	-9,8764	0,0000	I(0)
<i>Diferencias de las políticas monetarias</i>					
Intercepto	-0,7588	0,2240	-8,5175	0,0000	I(1)
Intercepto y tendencia	-5,3389	0,0000	-7,6897	0,0000	I(0)

Fuente: Elaboración propia con información estadística de OECD Stats, Fondo Monetario Internacional, UNCTAD y Lane y Milesi-Ferreti (2018).

Notas: La hipótesis nula de las pruebas de raíces unitarias de Im, Pesaran y Shin (2003) suponen que existen raíces unitarias específicas para cada individuo en el panel de datos. La hipótesis nula de las pruebas se rechaza cuando el p-value es menor a 0,05. El número máximo de rezagos para estimar las pruebas se fijó en cuatro y el número óptimo de los mismos fue seleccionado usando el criterio de información de Akaike. Las pruebas en niveles consideran los valores de los indicadores en términos de logaritmos naturales. Las pruebas en primeras diferencias corresponden a los valores de las primeras diferencias de los logaritmos de los indicadores. El período analizado comprende los años de 1980 a 2019.

que todos los indicadores son estacionarios en niveles, lo que implica que son aptos para modelarse econométricamente¹³.

La Tabla 3 presenta los resultados de las estimaciones de las correlaciones *pairwise*. Las estimaciones suponen que existen correlaciones significativas entre la mayoría de los indicadores estudiados. Particularmente, la tabla muestra que la intensidad comercial y la integración financiera se correlacionan de forma positiva y significativa con la sincronización económica. Por el contrario, las diferencias en la especialización productiva y las políticas monetarias se correlacionan de forma negativa y significativa con la sincronización económica. La tabla también muestra que existen correlaciones significativas, aunque con distintos signos,

¹³ El criterio de decisión aquí empleado se basa en preservar la facilidad en la interpretación de las estimaciones econométricas y en las propiedades estadísticas de las pruebas.

TABLA 3
CORRELACIONES *PAIRWISE* DE LOS INDICADORES ESTUDIADOS

	ρ		T		S		FI		MP
ρ	1,0000								
T	0,4861	*	1,0000						
S	-0,3417	*	-0,3229	*	1,0000				
FI	0,4647	*	0,6558	*	-0,2836	*	1,0000		
MP	-0,4458	*	-0,5494	*	0,3749	*	-0,6316	*	1,0000

Fuente: Elaboración propia con información estadística de OECD Stats, Fondo Monetario Internacional, UNCTAD y Lane y Milesi-Ferreti (2018).

Notas: ρ se refiere a los indicadores de sincronización económica. T se refiere a los indicadores de intensidad comercial. S denota los indicadores de diferencias en la especialización productiva. FI se refiere a los indicadores de integración financiera. MP se refiere a los indicadores que miden las diferencias en las políticas monetarias. Las correlaciones *pairwise* se estiman para el total de las observaciones de la muestra considerando los valores de los indicadores en términos de logaritmos naturales excepto aquellos que miden la sincronización económica. El asterisco denota que la correlación es significativa a un nivel de confianza del 5%. Las correlaciones se calculan para el período comprendido entre 1980 y 2019.

entre el resto de los indicadores de la muestra. Estos resultados suponen que existen potencialmente interrelaciones entre los indicadores analizados.

Los resultados de esta sección pueden sintetizarse de la siguiente manera: primero, Canadá y Estados Unidos han experimentado niveles más altos de sincronización económica e integración comercial y financiera; segundo, México y Estados Unidos han experimentado mayores diferencias en sus patrones de especialización productiva y de políticas monetarias; tercero, la intensidad comercial y la integración financiera se correlacionan de forma positiva con la sincronización de las economías; cuarto, las diferencias de la especialización productiva y las políticas monetarias se correlacionan de forma negativa con la sincronización económica; y, quinto, los resultados muestran que los procesos de integración entre los países de América del norte han sido heterogéneos.

5. MODELACIÓN Y ANÁLISIS ECONÓMICO

En este estudio se emplean los modelos SUR con paneles de datos para estudiar los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos en América del Norte. Los resultados de las estimaciones se presentan mediante una tabla. Dicha tabla se organiza en paneles y bloques que muestran los resultados de las estimaciones por cada ecuación y técnica econométrica empleada. Así, el primer bloque presenta las estimaciones que usan la técnica de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) y el segundo bloque aquellas que usan el enfoque de Baltagi (1980) basadas en el uso de estimadores de efectos aleatorios. Para facilitar la comparación entre modelos se incluyen los estadísticos

de bondad de ajuste R^2 de McElroy y los criterios de información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC)¹⁴.

La Tabla 4 presenta los resultados de las estimaciones de los modelos SUR. Los paneles de esta tabla se distinguen por la variable dependiente de cada regresión siguiendo las definiciones de las ecuaciones (1-4). Particularmente, la tabla muestra que los coeficientes estimados por ambas técnicas econométricas tienen el mismo signo aunque difieren en su magnitud y significancia estadística. La misma tabla también muestra que el modelo que usa estimadores de efectos aleatorios es más eficiente al presentar errores estándar más pequeños en comparación con aquellos del modelo estimado mediante MCG. Finalmente, los estadísticos de bondad de ajuste muestran que el modelo con efectos aleatorios describe mejor las variables analizadas. En lo sucesivo se discutirán únicamente los resultados de dicho modelo.

El Panel A de la misma Tabla 4 presenta los resultados de las estimaciones que consideran a los indicadores de sincronización económica como variable dependiente. Las estimaciones muestran que el aumento de la intensidad comercial se asocia con un efecto positivo y significativo en la sincronización de los ciclos económicos de América del Norte. Por el contrario, mayores diferencias en los patrones de especialización productiva se asocian de forma significativa con una menor sincronización de las economías de la región. Las estimaciones también muestran que la integración financiera y las políticas monetarias no presentan una relación estadísticamente significativa con la sincronización económica.

El Panel B presenta los resultados de las estimaciones que consideran la intensidad comercial como variable dependiente. Las estimaciones muestran que mayores diferencias en la especialización productiva se asocian, de forma significativa, con una menor intensidad comercial. Asimismo, el aumento de los niveles de integración financiera y las diferencias en las políticas monetarias se asocian de forma significativa con incrementos en la intensidad comercial. Estos hallazgos sugieren que el comercio intrarregional responde al aprovechamiento de economías de escala (i.e. comercio intraindustrial) y no a las ventajas comparativas de los países. Finalmente, los resultados de este panel también sugieren que la integración financiera promueve mayores niveles de intensidad comercial.

El Panel C presenta los resultados de las estimaciones que consideran las diferencias en la especialización productiva como variable dependiente. Las estimaciones de este panel sugieren que el aumento de la intensidad comercial se asocia con menores diferencias en los patrones de especialización productiva. Este hallazgo refuerza la idea de que el comercio que predomina a nivel regional es de tipo intraindustrial. Por el contrario, las mismas estimaciones sugieren que el aumento de la integración financiera y las diferencias en las políticas monetarias se asocian con mayores diferencias en la especialización de los países.

¹⁴ Por convención, dentro de la literatura econométrica se utilizan los estadísticos R^2 para estudiar la bondad de ajuste individual de las ecuaciones que conforman los modelos SUR, y el estadístico R^2 de McElroy para estudiar la bondad de ajuste global de todas las ecuaciones que conforman el modelo.

TABLA 4
ESTIMACIONES DE LOS MODELOS SUR CON PANELES DE DATOS

Ecuación	SUR MCG			SUR con efectos aleatorios				
	Estimador	Error estándar	P-value	Estimador	Error estándar	P-value		
<i>Panel A: Sincronización de los ciclos económicos</i>								
Intensidad comercial	0,8410	0,3440	0,0149	*	0,8506	0,3219	0,0085	*
Diferencias en la especialización productiva	-0,7160	0,3550	0,0441	*	-0,7184	0,3318	0,0309	*
Integración financiera	0,6320	0,4070	0,1211		0,6152	0,3811	0,1071	
Diferencias de las políticas monetarias	-0,1930	0,1310	0,1424		-0,1978	0,1228	0,1079	
R ²		0,3163				0,3163		
<i>Panel B: Intensidad comercial bilateral</i>								
Diferencias en la especialización productiva	-0,2543	0,0892	0,0046	*	-0,7957	0,1160	0,0000	*
Integración financiera	0,9082	0,0832	0,0000	*	0,9628	0,0367	0,0000	*
Diferencias de las políticas monetarias	0,0159	0,0319	0,6186		0,0398	0,0166	0,0169	*
R ²		0,4431				0,4364		
<i>Panel C: Diferencias en la especialización productiva</i>								
Intensidad comercial	-0,2394	0,0840	0,0046	*	-0,3389	0,0492	0,0000	*
Integración financiera	0,0754	0,1011	0,4562		0,3796	0,0452	0,0000	*
Diferencias de las políticas monetarias	0,0770	0,0318	0,0156	*	0,0437	0,0114	0,0001	*
R ²		0,1960				0,0961		
<i>Panel D: Integración financiera</i>								
Intensidad comercial	0,6481	0,0593	0,0000	*	0,9345	0,0327	0,0000	*
Diferencias en la especialización productiva	0,0572	0,0767	0,4562		0,9065	0,0981	0,0000	*
Diferencias de las políticas monetarias	-0,0885	0,0252	0,0005	*	-0,0616	0,0163	0,0002	*
R ²		0,7173				0,8008		
<i>Bondad de ajuste</i>								
R ² de McElroy		0,2581				0,9477		
R ² de McElroy Ajustado		0,2373				0,9462		
AIC		1348,1489				1272,3700		
BIC		1423,2690				1347,4980		
Número de grupos (N)		3				3		
Observaciones por grupo (T)		40				40		
Observaciones totales (N*T)		120				120		

Fuente: Elaboración propia con información estadística de OECD Stats, Fondo Monetario Internacional, UNCTAD y Lane y Milesi-Ferreti (2018).

Notas: Las estimaciones de las ecuaciones consideran los valores de las series en términos de logaritmos naturales. Las ecuaciones fueron estimadas considerando una constante que no se presenta en la tabla de resultados. Los modelos SUR con efectos aleatorios se estiman siguiendo el enfoque de Baltagi (1980). Los valores en negritas y el asterisco denota la significancia de los coeficientes a un nivel de confianza del 95 por ciento. El período analizado comprende los años 1980 a 2019.

Finalmente, el Panel D presenta los resultados de las estimaciones que consideran a la integración financiera como variable dependiente. Las estimaciones muestran que los aumentos en la intensidad comercial y las diferencias en la especialización productiva se asocian con mayores niveles de integración financiera. Además, las mismas estimaciones sugieren que el incremento de las diferencias en las políticas monetarias se asocia de forma significativa con menores niveles de integración financiera. Estos hallazgos suponen, en principio, que los procesos de integración comercial y financiera son complementarios en la región de América del Norte.

El enfoque metodológico de los modelos SUR puede tener ciertas limitaciones ante la presencia de endogeneidad entre las variables independientes contenidas en las regresiones. Por esta razón, aquí se emplean dos enfoques complementarios para estudiar la robustez de las estimaciones. El primer enfoque se basa en el cálculo de los coeficientes de correlación *pairwise* entre las series de residuales de las ecuaciones (1-4) y las variables independientes de cada regresión. Los resultados de las estimaciones de las correlaciones se presentan en la Tabla A.2. al final de este documento. La ausencia de correlaciones significativas valida, parcialmente, que las regresiones tengan problemas de endogeneidad.

El segundo enfoque para probar la robustez de las estimaciones de los modelos SUR se basa en el análisis de causalidad. La Tabla 5 presenta los resultados de las estimaciones de las pruebas de causalidad para paneles heterogéneos de Dumitrescu-Hurlin (2012). Particularmente, la tabla muestra que existen únicamente dos relaciones de causalidad estadísticamente significativas. La primera relación va del indicador de intensidad comercial a la sincronización de los ciclos económicos. De forma similar, la segunda relación va del indicador de intensidad comercial a la especialización productiva. Estos hallazgos también validan parcialmente la ausencia de endogeneidad en los modelos de regresión aquí presentados.

Los hallazgos del análisis econométrico pueden sintetizarse de la siguiente manera: primero, el modelo SUR estimado con efectos aleatorios tiene la mejor bondad de ajuste para explicar las relaciones entre los indicadores analizados; segundo, la intensidad comercial se relaciona de forma positiva y las diferencias en la especialización productiva de forma negativa con la sincronización de los ciclos económicos; tercero, el tipo de comercio que predomina a nivel regional es de tipo intraindustrial; cuarto, los procesos de integración comercial y financiera son complementarios entre sí; quinto, la integración financiera promueve mayores diferencias en la especialización productiva; y, sexto, las estimaciones son robustas ante la potencial endogeneidad de las variables analizadas.

TABLA 5
PRUEBAS DE CAUSALIDAD PARA PANELES HETEROGÉNEOS
DE DUMITRESCU Y HURLIN (2012)

Causalidad	Z-bar tilde	Rezagos	P-value	Causalidad	Z-bar tilde	Rezagos	P-value
Integración comercial	9,6059	2	0,001	Sincronización económica	1,2998	1	0,114
Sincronización económica	-0,3464	11	0,6680	→ Políticas monetarias Especialización productiva	3,7717	6	0,0120
Especialización productiva	0,8786	11	0,1850	→ Integración comercial	-0,0042	11	0,9960
Sincronización económica	-0,2157	3	0,8420	→ Integración comercial	0,7943	11	0,2330
Integración financiera	0,8360	11	0,1920	→ Integración financiera	0,8286	11	0,2210
Sincronización económica	-0,3901	11	0,6530	→ Integración financiera Especialización productiva	1,1084	11	0,1200
Políticas monetarias	0,0371	11	0,9660	→ Integración financiera	-0,1639	11	0,8110

Fuente: Elaboración propia con información estadística de OECD Stats, Fondo Monetario Internacional, UNCTAD y Lane y Milesi-Ferreti (2018). Las pruebas consideran los valores de los indicadores expresados en términos de logaritmos naturales. El número de rezagos óptimo se determinó empleando el criterio de información de Akaike. El número máximo de rezagos se fijó en $T > 5 + 3K$ siguiendo a Dumitrescu y Hurlin (2012). Los valores críticos de las pruebas se calcularon utilizando el método de remuestreo (*Bootstrap*) descrito por Dumitrescu y Hurlin (2012) considerando 1,000 réplicas.

6. CONCLUSIONES

En esta investigación se han estudiado económicamente los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos de los países de América del Norte desde una perspectiva de largo plazo. La metodología del estudio se ha sustentado en el uso de pruebas de raíces unitarias y de causalidad para paneles heterogéneos y en modelos SUR. Se ha estimado en concreto un modelo SUR con efectos aleatorios siguiendo la metodología propuesta por Baltagi (1980). Dicho modelo se utiliza para estudiar los efectos de la integración comercial y financiera, la especialización productiva y las políticas monetarias en la sincronización de los ciclos económicos de Canadá, Estados Unidos y México usando datos anuales para el período 1980 a 2019. Además, el estudio fue complementado con pruebas de causalidad para determinar la robustez de las regresiones ante el problema potencial de endogeneidad.

Los principales hallazgos del análisis de estadísticas descriptivas señalan la existencia de asimetrías en los procesos de integración económica entre los países de América del Norte. En particular, se encontró que Canadá y Estados Unidos han experimentado niveles más altos de sincronización económica e integración comercial y financiera, durante el período analizado. Por el contrario, México y Estados Unidos han experimentado mayores diferencias en sus patrones de especialización productiva y de políticas monetarias. Por último, las correlaciones *pairwise* muestran que existen correlaciones significativas entre las variables analizadas. Estos resultados motivaron el uso de la metodología basada en los modelos SUR con paneles de datos.

Los hallazgos del análisis econométrico permiten hacer inferencias acerca de ciertas características de largo plazo asociadas al proceso de integración económica entre los países de América del Norte. Así, los resultados muestran que solo la integración comercial y la especialización productiva inciden en la sincronización de las economías. Los mismos resultados también muestran que el tipo de comercio que predomina a nivel regional es de tipo intraindustrial, y que los procesos de integración comercial y financiera son complementarios entre sí. Por último, el análisis de causalidad muestra la robustez de las estimaciones del modelo SUR y enfatizan la importancia de los flujos comerciales a nivel regional.

Los hallazgos descritos en los párrafos anteriores tienen implicaciones importantes en materia de coordinación de políticas macroeconómicas entre los países de América del Norte. La relevancia del comercio intrarregional en la sincronización de las economías supone la posibilidad de implementar políticas que favorezcan el crecimiento económico y productivo. En particular, la predominancia del comercio intraindustrial supone que los flujos comerciales pueden promover la convergencia del nivel de desarrollo económico de México. Por último, la complementariedad de los procesos de integración comercial y financiera implican la necesidad de establecer mecanismos de supervisión y coordinación para favorecer la estabilidad y el desarrollo de los mercados de la región.

En conclusión, es importante señalar que los hallazgos de este estudio proveen evidencia relativa a las relaciones entre la integración comercial y la sincronización en países con niveles distintos de desarrollo económico. En este contexto, debe reconocerse que la investigación que aquí se presenta tiene algunas limitaciones metodológicas que se deben considerar. La primera se relaciona con la falta de indicadores bilaterales idóneos para entender el proceso de integración financiera. En términos de la metodología, la segunda limitación se asocia con la modelación explícita de la naturaleza endógena y de determinación simultánea de las variables analizadas. Sin duda, la resolución de estas limitaciones podría contribuir a mejorar los estudios respecto de los procesos de integración y sus implicaciones en el crecimiento y desarrollo económico.

BIBLIOGRAFÍA

- Ayhan Kose, M., Meredith, G. M., y Towe, C. M. (2005). "How has NAFTA affected the Mexican economy? Review and evidence". En R.J. Langhammer y L.V. de Souza (Eds.), *Monetary policy and macroeconomic stabilization in Latin America* (pp. 35-81). Berlín, Alemania: Springer. https://doi.org/10.1007/3-540-28201-7_3.
- Albarrán-Macías, D. y Mejía-Reyes, P. (2020). "Volume, Intensity, and Proportion of Intra-industry Bilateral Mexico- U.S. Trade (1981-2017)". *Norteamérica*, Vol. 15(1); 87-110. <https://doi.org/10.22201/cisan.24487228e.2020.1.416>.
- Antonakakis, N., y Tondl, G. (2014). "Does integration and economic policy coordination promote business cycle synchronization in the EU?". *Empirica*, Vol. 41(3); 541-575. <https://doi.org/10.1007/s10663-014-9254-2>.
- Asteriou, D., y Moudatsou, A. (2015). "Business cycle synchronization in the Enlarged EU: the role of bilateral trade and FDI". *Review of Development Economics*, Vol. 19 (1); 196-207. <https://doi.org/10.1111/rode.12134>.
- Backus, D. K., Kehoe, P. J., y Kydland, F. E. (1992). "International real business cycles". *Journal of Political Economy*, Vol. 100 (4); 745-775. <https://doi.org/10.1086/261838>
- Baltagi, B. H. (1980). "On seemingly unrelated regressions with error components". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 48 (6); 1547-1551. <https://doi.org/10.2307/1912824>.
- Baxter, M., y Crucini, M. J. (1995). "Business cycles and the asset structure of foreign trade". *International Economic Review*, Vol. 36(4); 821-854. <https://doi.org/10.2307/2527261>
- Bhattarai, K., Mallick, S.K. y Yang, B. (2021). "Are global spillovers complementary or competitive? Need for international policy coordination". *Journal of International Money and Finance*, No. 110; 102291. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102291>.
- Böwer, U., y Guillemineau, C. (2006). "Determinants of business cycle synchronisation across euro area countries", *ECB Working Paper No. 587*. <https://ssrn.com/abstract=880429>.

- Calderón, C., Chong, A., y Stein, E. (2007). "Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different?". *Journal of International Economics*, Vol. 71(1); 2-21. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2006.06.001>.
- Canova, F., y Dellas, H. (1993). "Trade interdependence and the international business cycle". *Journal of International Economics*, Vol. 34(1-2); 23-47. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(93\)90065-6](https://doi.org/10.1016/0022-1996(93)90065-6).
- Canova, F. (1998). "Detrending and business cycle facts". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41(3); 475-512. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(98\)00006-3](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00006-3).
- Cerqueira, P. A., y Martins, R. (2009). "Measuring the determinants of business cycle synchronization using a panel approach". *Economics Letters*, Vol. 102(2); 106-108. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.11.016>.
- Cesa-Bianchi, A., Imbs, J., y Salaheen, J. (2019). "Finance and synchronization". *Journal of International Economics*, No. 116; 74-87. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.08.007>
- Chang, H. (2011). "Macroeconomic synchronization and policy coordination after regional economic integration in the Americas". *IdeAs. Idées d'Amériques*, Vol. 10(1); 1-28. <https://doi.org/10.4000/ideas.60>.
- Cheng, H. Cen, L., Wang, Y., y Li, H. (2019). "Business cycle co-movements and transmission channels: evidence from China". *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 25 (2); 289-306. <https://doi.org/10.1080/13547860.2019.1651185>
- Chiquiar, D., y Ramos-Francia, M. (2005). "Trade and business-cycle synchronization: Evidence from Mexican and US manufacturing industries". *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 16(2); 187-216. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2004.12.001>.
- Cortinhas, C. (2007). "Intra-industry Trade and Business Cycles in ASEAN". *Applied Economics*, Vol. 39(7); 893-902. <https://doi.org/10.1080/00036840500461907>.
- Cuevas, A., Messmacher, M. y Werner, A. (2003). "Sincronización macroeconómica entre México y sus socios comerciales del TLCAN". *Documento de Investigación No. 2003-1*. Banco de México, México. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2003.01>.
- Deardorff, A. (1998). "Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassical world?". En J.A. Frankel (Ed.), *The regionalization of the world economy* (pp. 7-32). Chicago, Estados Unidos: University of Chicago Press. https://doi.org/10.1142/9789814340373_0024.
- Dées, S., y Zorell, N. (2012). "Business cycle synchronization: disentangling trade and financial linkages". *Open Economies Review*, Vol. 23(4); 623-643. <https://doi.org/10.1007/s11079-011-9208-2>.
- Devereux, M. B., y Yetman, J. (2010). "Leverage constraints and the international transmission of shocks". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42(1); 71-105. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00330.x>.

- Dumitrescu, E. I., y Hurlin, C. (2012). “Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels”. *Economic modelling*, Vol. 29(4); 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Duval, R., Li, N., Saraf, R., y Seneviratne, D. (2016). “Value-added trade and business cycle synchronization”. *Journal of International Economics*, Vol. 99; 251-262. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.11.001>.
- Forbes, K. J., y Rigobon, R. (2002). “No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements”. *The Journal of Finance*, Vol. 57(5); 2223-2261. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(98\)00006-3](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00006-3).
- Frankel, J. A., y Rose, A. K. (1998). “The endogeneity of the optimum currency area criteria”. *The Economic Journal*, Vol. 108(449); 1009-1025. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00327>.
- García-Herrero, A., y Ruiz, J.M. (2008). “Do trade and financial linkages foster business cycle synchronization in a small open economy?”. *Documento de Trabajo No. 0810*, Banco de España. <https://repositorio.bde.es/handle/123456789/6720>.
- Giannone, D., Lenza, N. y Reichlin, L. (2010). “Business cycles in the euro area”. En *Europe and the Euro*, Alesina, A. y Giavazzi, F. (Eds.), 141-167. <http://www.nber.org/chapters/c11669>.
- Gong, C., y Kim, S. (2018). “Regional business cycle synchronization in emerging and developing countries: Regional or global integration? Trade or financial integration?”. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 84; 42-57. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.02.006>.
- Hsu, C.C., Wu, J.Y., y Yau, R. (2011). “Foreign direct investment and business cycle co-movements: The panel data evidence”. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 33(4); 770-783. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.06.001>.
- Inklaar, R., Jong-A-Pin, R., y De Haan, J. (2008). “Trade and Business Cycles Synchronization in OECD Countries – A Re-examination”. *European Economic Review*, 52(4), 646-666. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2007.05.003>.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., y Shin, Y. (2003). “Testing for unit roots in heterogeneous panels”. *Journal of Econometrics*, Vol. 115(1); 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7).
- Imbs, J. (2004). “Trade, finance, specialization, and synchronization”. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86(3); 723-734. <https://doi.org/10.1162/0034653041811707>.
- Imbs, J. (2006). “The real effects of financial integration”. *Journal of International Economics*, Vol. 68(2); 296-324. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.05.003>.
- Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., y Peydro, J. (2013a). “Financial regulation, financial globalization, and the synchronization of economic activity”. *The Journal of Finance*, Vol. 68(3); 1179-1228. <https://doi.org/10.1111/jofi.12025>
- Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., y Perri, F. (2013b). “Global banks and crisis transmission”. *Journal of International Economics*, Vol. 89(2); 495-510. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.07.001>.

- Kenen, P. B. (1981). "The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View". En P. B. Kenen (Ed.), *Essays in International Economics* (pp. 163-182). Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9780691196602>.
- Kose, M.A., Towe, M.C. y Meredith, M.G. (2004). "How has NAFTA affected the mexican economy? *Review and evidence (No.4-59)*". International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp0459.pdf>
- Kose, M. A., y Yi, K. M. (2006). "Can the standard international business cycle model explain the relation between trade and comovement?". *Journal of International Economics*, Vol. 68(2); 267-295. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.07.002>.
- Krugman, P. (1991). *Geography and Trade*. MIT Press, Cambridge.
- Krugman, P. (2001). "Lessons of Massachusetts for EMU". *International Library for Critical Writings in Economics*, Vol. 134(41-61). <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.394.9771>.
- Lane, P. R., y Milesi-Ferretti, G. M. (2003). "International financial integration". *IMF Staff Papers*, Vol. 50(1); 82-113. <https://link.springer.com/article/10.2307/4149916>.
- Lane, P. R., y Milesi-Ferretti, G. M. (2018). "The external wealth of nations revisited: international financial integration in the aftermath of the global financial crisis". *IMF Economic Review*, Vol. 66(1); 189-222. <https://doi.org/10.1057/s41308-017-0048-y>.
- Lederman D., Maloney, W.F. y Servén, L. (2005). "Lessons from NAFTA for Latin America and The Caribbean". Palo Alto: Stanford University Press and The World Bank.
- Li, L. (2017). "The impact of Intra-industry Trade on Business Cycle Synchronization in East Asia". *China Economic Review*, Vol. 45; 143-154. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2017.07.004>.
- Mejía-Reyes, P., Gutiérrez, E.E. y Pérez, A. (2006). "Los clarososcuros de la sincronización internacional de los ciclos económicos: evidencia sobre la manufactura de México". *Ciencia Ergo Sum*, Vol. 3(2); 133-142. <http://hdl.handle.net/20.500.11799/38109>.
- Misztal, P. (2016). "Trade, Financial Integration and Synchronization of Business Cycles in NAFTA Member Countries". *Studia-i-Materialy*, Vol. 1(20); 88-100. <https://doi.org/10.7172/1733-9758.2016.20.7>.
- Monnet, E., y Puy, D. (2016). "Has globalization really increased business cycle synchronization?". *IMF Working Paper No. 16/54*. <https://doi.org/10.5089/9781513564890.001>.
- Obstfeld, M. (1994). "Risk-Taking, Global Diversification, and Growth". *American Economic Review*, Vol. 84(5); 1310-1329. <https://www.jstor.org/stable/2117774>.
- Otto, G., Voss, G., y Willard, L. (2001). "Understanding OECD Output Correlations". *RBA Research Discussion Paper (No. 2001-05)*, Reserve Bank of Australia Research. <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/2001/pdf/rdp2001-05.pdf>.
- Padhan, R., y Prabheesh, K.P. (2020). "Business cycle synchronization: Disentangling direct and indirect effects of financial integration in the

- Indian context”. *Economic Modelling*, Vol. 85; 272-287. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.10.010>.
- Pollock, D. S. G. (2016). “Econometric filters”. *Computational Economics*, Vol. 48(4); 669-691. <https://doi.org/10.1007/s10614-015-9543-2>.
- Schiavo, S. (2008). “Financial integration, GDP correlation and the endogeneity of optimum currency areas”. *Economica*, Vol. 75(297); 168-189. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2007.00598.x>.
- Torres, A., y Vela, O. (2003). “Trade integration and synchronization between the business cycles of Mexico and the United States”. *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 14(3); 319-342. [https://doi.org/10.1016/S1062-9408\(03\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S1062-9408(03)00025-1).
- Zellner, A. (1962). “An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias”. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57(298); 348-368. <https://doi.org/10.1080/01621459.1962.10480664>.

ANEXOS

TABLA A.1
DESCRIPCIÓN Y FUENTES DE LAS VARIABLES EMPLEADAS

Variable	Unidad de medida	Fuente
PIB real ajustado por PPA	Millones de USD a precios de 2015	OCDE Stats
Exportaciones nominales FOB	Millones de USD corrientes	Fondo Monetario Internacional
Importaciones nominales CIF	Millones de USD corrientes	Fondo Monetario Internacional
Valor agregado por sector de actividad económica	% del PIB	UNCTAD
Activos y pasivos financieros internacionales	% del PIB	Lane y Milesi-Ferreti (2018)
Tasa de interés interbancaria	Porcentaje anual	OCDE Stats
Inflación anual (Índice de precios al consumidor)	Porcentaje anual	OCDE Stats

Fuente: Elaboración propia. Notas: Los valores del PIB real se expresan en millones de USD ajustados por la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) considerando el año 2015 como período base. UNCTAD se refiere a la Conferencia de las Naciones Unidas para el Comercio y el Desarrollo, por sus siglas en inglés. El valor de los acervos de activos y pasivos financieros internacionales fueron recuperados de la base de datos “The External Wealth of Nation Revisited” compilada por Lane y Milesi-Ferreti (2018) y actualizada en septiembre de 2021.

TABLA A.2
CORRELACIONES *PAIRWISE* DE LAS SERIES DE RESIDUALES
Y LAS VARIABLES ESTUDIADAS

	ρ		T		S		FI		MP
$\epsilon\rho$	0,8254	*	-0,0027		0,0020		0,0001		0,0033
ϵT	-0,0132		0,2558	*	0,1524		-0,2620	*	0,0219
ϵS	-0,0938		-0,0355		0,4267	*	-0,0772		0,0308
ϵFI	0,1060		-0,0013		-0,0001		0,6271	*	0,0001

Fuente: Elaboración propia con información estadística de OCDE Stats, Fondo Monetario Internacional, UNCTAD y Lane y Milesi-Ferreti (2018). Notas: las series de residuales (ϵ) son calculadas a partir de la estimación de un modelo SUR con estimadores de efectos aleatorios. ρ se refiere a los indicadores de sincronización de los ciclos económicos. T se refiere a los indicadores de intensidad comercial bilateral. S denota los indicadores de diferencias en la especialización productiva. FI denotan los indicadores de integración financiera. MP denotan los indicadores que miden las diferencias en las políticas monetarias. El asterisco denota que la correlación es significativa considerando un nivel de confianza del 95 por ciento.

Efectos de la migración venezolana sobre los salarios en Colombia*

Effects of Venezuelan migration on wages in Colombia

ALIX JULIANA OBANDO ARIAS**

JOSEFA RAMONI-PERAZZI***

ISAAC GUERRERO RINCÓN****

Resumen

Este trabajo analiza los efectos de la migración venezolana, incluyendo colombianos retornados, respecto de los salarios en Colombia con base en información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares para el periodo 2013-2019. Tanto migrantes como nativos fueron clasificados según nivel educativo y experiencia laboral. Siendo que los trabajadores migrantes pueden desplazar a los nativos, se estima la magnitud del efecto desplazamiento por grupos a partir de modelos de regresión de efectos fijos. Los resultados sugieren un efecto muy bajo, significativo desde el punto de vista estadístico, no así desde el punto de vista técnico. Sin embargo, las elasticidades de sustitución estimadas muestran sustitución perfecta en algunos grupos. Respecto de los efectos acerca de salarios, los resultados señalan un impacto negativo de entre -6,01% y 0,03%, según grupo de trabajadores y periodo, siendo mayores en aquellos con perfecta elasticidad de sustitución.

Palabras clave: *Migración venezolana, Salarios, Elasticidad de sustitución, Mercado laboral colombiano.*

Clasificación JEL: *J6, E24, O47.*

* Agradecemos los comentarios de los evaluadores anónimos, los que contribuyeron a elevar la calidad y claridad de este estudio. Asumimos la responsabilidad del contenido del artículo.

** Escuela de Economía. Facultad de Ciencias Humanas. Universidad Industrial de Santander. Cra. 27 calle 9, Bucaramanga (Santander), Colombia.
E-mail: alix2188775@uis.edu.co.

*** Escuela de Economía. Facultad de Ciencias Humanas. Universidad Industrial de Santander. Cra. 27 calle 9, Bucaramanga (Santander), Colombia.
E-mail: jramonip@uis.edu.co, tel:+57 318 607 6344000 ext 1151

**** Escuela de Economía. Facultad de Ciencias Humanas. Universidad Industrial de Santander. Cra. 27 calle 9, Bucaramanga (Santander), Colombia.
E-mail: iguerrin@uis.edu.co.

Abstract

This study analyzes the effects of Venezuelan migration, including Colombian returnees, on wages in Colombia based on information from the Great Integrated Sample Survey for the period 2013-2019. Both migrants and natives were classified by educational level and labor experience. Since migrants can displace native workers, we estimate the magnitude of the displacement effect by groups based on fixed effects regression models. The results suggest a low but statistically significant effect, though not significant from the technical point of view. However, the estimated elasticities of substitution show perfect substitution in some groups. Regarding the effects on wages, the results indicate a mainly negative impact ranging between -6,01% and 0,03%, depending on the group of workers and the period, being higher among those with perfect elasticity of substitution.

Key words: *Venezuelan migration, Wages, Elasticity of substitution, Colombian labor market.*

JEL Classification: *J6, E24, O47.*

1. INTRODUCCIÓN

El intercambio migratorio entre Colombia y Venezuela no es un fenómeno actual. El Instituto Nacional de Estadística de Venezuela (INE, 2001) señala que para 1971 había 180.144 colombianos residentes en Venezuela, cifra que ascendió a 529.924 en 1991 y 721.791 en 2011. El incremento de la violencia en Colombia y el auge económico de Venezuela en los años 1970 hizo de este último un país atractivo para los colombianos, situación que se mantuvo hasta 1990 con el fortalecimiento de la globalización y la mayor demanda de mano de obra calificada en dicho país. Sin embargo, a raíz de la crisis política y económica de Venezuela que se agudizó a partir de 2013, el fenómeno migratorio se ha revertido. Según el Ministerio de Relaciones Exteriores (Migración Colombia, 2020), a diciembre del 2019 cerca de 1,8 millones de venezolanos se encontraban radicados en Colombia, de estos solo el 42,6% estaba en situación regular (poseen Permiso Especial de Permanencia -PEP vigente, o algún tipo de visa). Según Farné y Sanín (2020), desde 2010 han venido ingresando una cantidad sin igual de ciudadanos venezolanos a Colombia, con un marcado incremento a partir de 2017, llegando incluso a crecer a tasas del 166% en el 2018. La Organización de Estados Americanos (OEA, 2019) proyectaba que la cifra de refugiados venezolanos en todo el mundo podría ascender a 8,2 millones en el 2020. Estas proyecciones siguen vigentes, no obstante, los intentos por regresar a su país por parte de algunos venezolanos a raíz de la desaceleración de la actividad económica mundial en 2020 como consecuencia de la pandemia de

Covid-19. Téngase presente que Colombia es el principal destino de los migrantes venezolanos, 28% de estos son colombianos retornados (Bonilla *et al.*, 2020).

El gobierno colombiano reconoce la necesidad de establecer políticas de atención a la población migrante y facilitar su proceso de asimilación a la economía del país. Sin embargo, la magnitud del fenómeno y el plazo tan corto en el que ocurre no solo imponen un reto a las instituciones, sino que también genera tensiones en el mercado laboral, ya presionado por la alta incidencia de informalidad y los problemas de migración interna. Bahar *et al.* (2018) afirman que el correcto proceso de integración al mercado laboral colombiano de la población migrante venezolana sería una estrategia económica inteligente por parte de Colombia, a causa de su potencial productivo. La inclusión de la población migrante al mercado laboral repercute positivamente en las finanzas públicas, al trasladar a este grupo la carga de los costos de los programas sociales (salud, educación, entre otros), que de otro modo deben ser cubiertos por el Estado (Reina *et al.*, 2018). Sin embargo, existe una percepción negativa por parte de algunos sectores, ante el temor por el posible desplazamiento de la fuerza laboral y reducción de los salarios en el país producto de esta migración. En general, los estudios acerca de los efectos de la migración a nivel mundial arrojan resultados contradictorios, según sea el periodo de estudio y la rigidez de las instituciones que controlan el mercado laboral en el país receptor (Dolado y Vázquez, 2008). Los que abordan el estudio de los procesos migratorios hacia países desarrollados, generalmente concluyen que el impacto en los salarios es pequeño; la información respecto del efecto de las migraciones entre países en desarrollo es limitada.

El presente estudio mide el efecto de la migración venezolana en los salarios de los trabajadores en Colombia, buscando determinar si algunos grupos pueden verse más afectados que otros. En el estudio se considera migrante venezolano a los nativos de ese país que actualmente residen en Colombia, a los colombianos retornados y a los extranjeros originarios de otros países que residían en Venezuela. Utilizando información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) para el periodo 2013-2019, se recurre a modelos de regresión de efectos fijos para estimar las elasticidades de sustitución entre residentes y migrantes, y en los grupos según experiencia laboral total y educación, para luego cuantificar el efecto en los salarios, también según grupos. La razón de utilizar este periodo obedece a la disponibilidad de información al momento del inicio del estudio. La metodología se ajusta a la propuesta por autores como Borjas (2003), D'Amuri *et al.* (2010) y Manacorda *et al.* (2011). Los resultados evidencian un impacto negativo de entre -6,01% y 0,03% en los salarios de los nativos, según grupo y periodo.

La estructura del documento es la siguiente: a esta introducción le siguen la descripción del proceso migratorio venezolano en Colombia y la revisión del estado del arte respecto del tema; el cuarto capítulo explica la metodología empleada en el estudio, para luego exponer los resultados y las conclusiones.

2. EL PROCESO MIGRATORIO EN COLOMBIA

Según Cortez (2016), la migración intrarregional influye en el desarrollo económico de países emisores y receptores de migrantes. Para 2008 la migración intrarregional toma fuerza en América Latina, cambiando el patrón tradicional Sur-Norte a Sur-Sur, potenciada por la crisis económica mundial del 2008 que afectó a los migrantes radicados en países desarrollados, unida a las mayores restricciones legales para obtener residencia legal y mayores oportunidades en el mercado laboral en países de América del Sur. A ello se le agrega la emigración masiva de ciudadanos venezolanos producto de la crisis humanitaria que vive dicho país (Cerrutti, 2020). La Oficina del Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Refugiados (ACNUR, 2020) afirma que hay 5,5 millones de migrantes venezolanos por el mundo, la mayoría de ellos en Suramérica. Colombia es el principal destino de estos migrantes tanto por razones de cercanía como semejanzas culturales, tradición comercial y lazos familiares. El Banco Mundial (2018) señala que la migración desde Venezuela hacia Colombia se descompone en tres fases, a saber: la primera, en agosto de 2015 con la deportación de 2 mil colombianos desde ese país y cerca de 20 mil habitantes de Venezuela tomaron la iniciativa de migrar. La segunda se dio entre 2015 y 2017, cuando cerca de 550 mil migrantes se movieron desde Venezuela hacia Colombia; la última fase marca una aceleración en el proceso migratorio, cuando solo durante el 2018 ingresaron al país más de 385 mil migrantes.

Como es de esperar, la GEIH recoge esta creciente incidencia de población venezolana en Colombia, como se resume en la Tabla 1. En efecto, para 2016 el número de venezolanos en la muestra era poco más del doble del registrado en 2015. Para 2018, este grupo había crecido 128,3% respecto del año anterior, para luego aumentar 63% adicional en 2019. El peso de la población en edad de trabajar (PET) dentro del total de migrantes venezolanos en la muestra también ha venido creciendo, pasando de 36,3% en 2013 a casi 75% en 2019.

TABLA 1
MIGRACIÓN VENEZOLANA EN COLOMBIA

Año	Total migrantes	PET(%)
2013	82.473	36,3
2014	103.650	37,8
2015	162.059	30,8
2016	340.375	32,2
2017	286.238	74,5
2018	653.494	75,1
2019	1.065.655	74,5

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

Nota: PET proporción de la población migrante que se encuentran en la población económicamente activa.

Entre la población que proviene de Venezuela se cuentan los colombianos retornados, los que sumaban más de 300 mil para septiembre de 2018. De hecho, entre 2013 y 2016, cerca del 70% de la migración desde Venezuela estaba constituida predominantemente por retornados, situación que se revirtió a partir de 2017, llegando a representar menos de 15% en 2019 (ver Tabla 2). No obstante, se afirma que los datos referentes a los colombianos retornados están subestimados, por cuanto la mayoría de ellos no reportó su ingreso al país (Caruso *et al.*, 2019).

TABLA 2
COMPOSICIÓN DE LA MIGRACIÓN DESDE VENEZUELA

Año	Colombianos retornados		Resto de migrantes desde Venezuela		Total
	Número	%	Número	%	
2013	60.878	73,8	21.575	26,2	82.473
2014	128.648	34,4	244.100	65,3	373.864
2015	77.827	69,9	32.613	29,3	111.384
2016	219.899	64,6	119.722	35,2	340.375
2017	117.785	41,1	167.136	58,4	286.239
2018	133.486	23,3	438.174	76,5	572.854
2019	150.905	14,2	911.058	85,6	1.064.015

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

Un informe de Migración Colombia (2019) resalta la reducción de la concentración de población venezolana en el departamento del Norte de Santander y su distribución hacia otros departamentos, probablemente por la saturación de los servicios básicos y la movilización hacia regiones con mejor oferta laboral; fueron Bogotá, Norte de Santander, Antioquia, Atlántico, Santander y La Guajira los que albergan la mayor cantidad de migrantes venezolanos. Reina *et al.* (2018) resaltan que la distribución de migrantes a nivel nacional es heterogénea en magnitud y tipo de cualificación y se ha ido extendiendo hacia la región del Pacífico.

El impacto de la migración en el mercado laboral nativo dependerá, entre otras cosas, del capital humano de los trabajadores extranjeros y locales, estos últimos referidos de aquí en adelante como nativos; a mayor semejanza en términos de habilidades y capacidades, mayor la competencia entre grupos y, por esta razón, mayor el efecto negativo esperado de salarios y empleo. Si los migrantes tienen habilidades y capacidades diferentes, estos ocuparán puestos laborales en los que no hay oferta local, por lo que los salarios de los nativos no se verían necesariamente afectados.

ACNUR (2020) destaca la alta vulnerabilidad de la población migrante, sometida muchas veces a explotación laboral producto de las barreras para

ingresar al mercado laboral, lo que puede traducirse en salarios relativamente más bajos y peores condiciones laborales, que pueden llevar a algunos empleadores a preferir contratar mano de obra ilegal, en detrimento del empleo y los salarios de los nativos. El gobierno ha diseñado mecanismos para legalizar a los migrantes, reducir su vulnerabilidad y mejorar sus posibilidades de recibir ofertas laborales, lo que redundaría en el mejor aprovechamiento de esta mano de obra para el desarrollo del país y reduce los efectos negativos de la misma (Santamaría, 2021). La mayor parte de estos mecanismos se han implementado en fechas posteriores a la ventana de observación de este estudio. El primero de ellos fue la creación del Permiso Especial de Permanencia (PEP) a finales del 2017, que permitía a los venezolanos permanecer legalmente en el país por un periodo de dos años, prorrogables, siempre que hubiesen entrado de manera regular (pasaporte sellado) antes del 28 de julio de 2017. El corto periodo de recepción de solicitudes (tres meses desde su apertura) y el continuo flujo de migrantes hizo que este mecanismo se implementase de nuevo a fines de 2019 y a principios del 2020. Finalmente, en el 2021, el gobierno colombiano puso en marcha un nuevo esquema de regularización de los migrantes mediante el otorgamiento del Permiso de Protección Temporal (PPT) para los venezolanos que puedan comprobar que llegaron, de manera legal o no, antes del 31 de enero de 2021. Este último mecanismo unifica los migrantes, incluyendo los beneficiarios del PEP, bajo un esquema más flexible que le permite permanecer en el país por diez años. Con estos esfuerzos, el gobierno colombiano busca favorecer la competencia laboral en igualdad de condiciones y facilitar que los migrantes contribuyan con los sistemas de salud y pensión del país.

3. ASPECTOS TEÓRICOS Y ESTADO DEL ARTE

La migración puede tener impactos positivos y negativos, tanto para el país emisor como para el receptor. Entre los impactos negativos en los países de origen está la fuga de trabajadores altamente calificados y de la mano de obra en general, lo que compromete su desarrollo económico. Pero estos países también se pueden ver beneficiados debido a que la emigración reduce la pobreza, el desempleo y el subempleo, además de generar una fuente de ingresos vía remesas familiares (OIM, 2018). En el país receptor, es posible que la migración genere una percepción negativa de corto plazo, ignorando los beneficios a largo plazo (Puyol, 2002). En el corto plazo, si migrantes y nativos son sustitutos perfectos, la mayor cantidad de trabajadores presiona los sueldos a la baja, lo que puede promover la expansión del sector empresarial y, a la larga, aumentar la demanda de trabajadores, reduciendo el impacto negativo inicial de la migración, de modo que la magnitud del impacto final dependerá de qué tanto se desplace a la derecha la curva de demanda de trabajadores. El impacto puede llegar a ser nulo o positivo si la curva de demanda se desplaza lo suficiente como para absorber todo el choque de oferta. Ahora bien, si migrantes y nativos son complementos, los nativos obtienen ganancias al tener más oportunidades laborales debido a

que no deben competir con los migrantes; si estos últimos se destinan a trabajos de menor calidad, los nativos pueden incluso especializarse al dedicar mayor tiempo y atención a sus responsabilidades laborales (Devadoss y Luckstead, 2008). De allí la necesidad de conocer la elasticidad de sustitución entre ambos grupos de trabajadores.

Según Puyol (2002), los migrantes tienen una característica en común y es la búsqueda de oportunidades laborales y mejores salarios. En países con alta proporción de personas pensionadas, la inmigración puede ser una solución a la insuficiente mano de obra. En el caso de España, por ejemplo, además de la relativamente mayor juventud de los migrantes, no existe diferencia significativa en el nivel de estudios entre migrantes y españoles, aunque los migrantes laborales tienden a estar incluso mejor preparados (Dolado y Vázquez, 2008).

Para Durand (2007), el ritmo migratorio está marcado por la demanda de mano de obra. Márquez *et al.* (2004) afirman que el aumento del desempleo en el país de origen provoca un aumento del flujo migratorio, al igual que la desigualdad en los niveles de desarrollo y condiciones de vida entre países. La maximización de los ingresos no es la única finalidad; también lo es la reducción de los riesgos económicos, así como el temor por la violencia y la inseguridad física y jurídica (Anguiano, 2003; Braun y Mahmoud 2011; Fussell, 2012; Bravo 2015). Según Domínguez *et al.* (2010), para el 2005, cerca de 200 millones de personas residían en países diferentes al de nacimiento y el 60% había migrado a países desarrollados.

Card y DiNardo (2000) y Card (2001) se enfocaron en calcular el impacto de la oferta de trabajadores migrantes altamente calificados por la brecha salarial entre trabajadores con diferente nivel educativo en Estados Unidos, Canadá y Reino Unido para los periodos 1959-1996, 1974-1996 y 1980-1995. En general, las elasticidades de sustitución entre trabajadores de distintas edades en los tres países estuvieron entre 40 y 60, con una mayor brecha salarial entre profesionales y bachilleres atribuible a la creciente demanda de mano de obra altamente calificada en presencia de limitaciones en la oferta local de este tipo de trabajadores. Borjas (2003) encuentra efectos adversos del flujo migratorio en Estados Unidos entre 1980 y 2000, con una caída promedio de los salarios de los nativos por el orden del 3,2%, mayor para trabajadores no calificados (8,9%). Estos resultados no se corresponden con los obtenidos posteriormente por Ottaviano y Peri (2012) para ese mismo mercado, considerando una ventana de tiempo más amplia. Los autores estimaron elasticidades de sustitución relativamente más bajas (20), lo que contribuye a que el efecto salarial promedio en los salarios de nativos sea bajo pero positivo (0,6%) y negativo para inmigrantes previos (-6%).

Siguiendo el enfoque de Borjas (2003), D'Amuri *et al.* (2010) estimaron el efecto de la migración en el empleo y los salarios en Alemania entre 1987 y 2001, encontrando elasticidades de sustitución entre migrantes y nativos por el orden de 17 y 33, y altas elasticidades de sustitución entre los migrantes antiguos y nuevos por el orden de 50 y 100. Sin embargo, al analizar trabajadores con diferentes niveles de educación y experiencia, la elasticidad de sustitución

promedio fue de apenas 3, evidencia de que no existe sustitución perfecta cuando se toman en cuenta efectos cruzados. La sustitución perfecta entre migrantes previos y nuevos se tradujo en un impacto negativo en el salario de migrantes previos calificados (1,11%), mientras que para los demás grupos no se observaron impactos significativos. Manacorda, Manning y Wadsworth (2011) encontraron una elasticidad de sustitución entre migrantes y nativos en Gran Bretaña por el orden de 7,8, considerando las distintas nacionalidades de los primeros y clasificando por nivel educativo. El efecto en el salario promedio y el empleo de los nativos fue nulo, no así para los migrantes previos.

Para el caso de Colombia, el problema de la migración venezolana se ha estudiado desde muchas aristas, como por ejemplo sus implicaciones fiscales (OECD, 2019), su impacto en la educación (Rozo y Vargas, 2020), o por el resurgimiento de grupos armados (García y Trejo, 2021). De particular interés ha sido su repercusión en el mercado laboral, tanto en salarios como en empleo, con resultados igualmente contradictorios.

Reina *et al.* (2018) describen la población migrante proveniente de Venezuela, incluidos los colombianos retornados, distinguiendo dos periodos: los que ingresaron entre 2012-2015 antes del cierre de la frontera y los que ingresaron posteriormente. Del total de migrantes, solo el 47% tiene acceso a salud, apenas 35% trabaja en el mercado laboral formal y contribuye al régimen de salud. Su tasa de participación global es 72%, ocho puntos porcentuales por encima de la observada en nativos, mayor entre los que ingresaron en el segundo periodo, probablemente debido a la mayor proporción de población económicamente activa que arribó posterior al cierre de frontera y a sus condiciones de evidente necesidad, lo que los obliga a buscar empleo en sectores que no impongan barreras de contratación y aceptar cualquier oferta laboral en el menor tiempo posible. El 5% de los migrantes crea negocios en Colombia, frente al 13,7% observado en los nativos, posiblemente debido a restricciones legales. Como es de esperar, la tasa de desempleo resulta mayor para los migrantes en el segundo periodo, la que se asocia con un incremento en la tasa de desempleo de la población migrante en general. Según Galis-Molano *et al.* (2020), los migrantes trabajan más horas y participan más en el mercado laboral que los nativos, e incluso tienen mayor nivel educativo promedio. Sin embargo, se emplean en condiciones más precarias debido a su situación vulnerable; las redes sociales de estos migrantes juegan un papel fundamental en la rapidez y condiciones de empleo.

Caruso *et al.* (2019) recurren a modelos de regresión para estimar el efecto de la migración venezolana a causa de tres fenómenos específicos: el empleo, los salarios y la pobreza en Colombia durante 2013-2017. Además de la tasa de migración, estos modelos incluyen factores que son comunes como edad, género, educación, estado marital, dependencia del jefe del hogar y condición de urbano, pero controlando por efectos fijos para departamento y año. La evidencia sugiere un efecto general negativo promedio de la migración en el salario de entre 3% y 8%, más marcado en sectores que no requieren calificación de la mano de obra en donde trabajadores informales y migrantes compiten entre sí.

El impacto es menor si se analiza el grupo de colombianos retornados, a causa de la legalidad de su situación y sus redes de apoyo naturales.

Delgado-Prieto (2021) se interesa por el impacto de la migración venezolana a lo largo de toda la distribución de los salarios de nativos mediante la estimación de un efecto de tratamiento dinámico. El estudio encuentra un impacto negativo inmediato en los salarios en el corto plazo, así como un efecto retardado del empleo en el sector informal, que se irradia hacia el sector formal. Lebow (2021) estima un modelo de demanda laboral que toma en cuenta el subempleo de inmigrantes venezolanos y encuentra sustitución perfecta entre estos y los nativos en grupos con bajo nivel educativo, con la consiguiente afectación en los salarios de los menos educados.

Bonilla *et al.* (2020) recurren a modelos con variables instrumentales para medir cómo los migrantes nuevos y colombianos retornados compiten con los trabajadores independientes. El estudio señala que el principal impacto lo sufren los migrantes previos, cuyo desempleo aumenta a razón de 1,15 puntos por punto porcentual adicional de migrantes, mientras que los nativos no se ven afectados. Además, los autores concluyen que la migración venezolana trastoca los patrones de desplazamiento interno, empujándolo hacia ciudades menos afectadas por dicha migración, lo que resulta beneficioso para la oferta laboral y evita la caída en salarios. Igualmente, el estudio encuentra evidencia de que los colombianos retornados se insertan más rápido en el mercado laboral en comparación con los demás migrantes provenientes de Venezuela, debido a las redes de apoyo con que cuentan. Al respecto de la migración interna, Morales (2018), con base en la información de la GEIH entre 1998 y 2004, los censos poblacionales de 1993 y 2005, y el Registro Único para la Población Desplazada (RUPD), concluyen que la inclusión de trabajadores no calificados al mercado laboral es a costa de una reducción de los salarios. Las pérdidas salariales las estima en 1,7% para trabajadores calificados y 2,2% para los demás. En términos generales, se observa que los desplazados colombianos solo logran incorporarse al mercado laboral de manera informal (Calderón- Mejía e Ibáñez, 2016).

Santamaría (2020), por su parte, analiza la situación en el contexto de la migración venezolana regularizada a partir de permisos de trabajo, para ello ajusta un modelo de diferencia en diferencias con generación de contrafactuales a partir de un enfoque de *machine learning*. Sus resultados señalan que no hay evidencia de efectos negativos o positivos tanto en el empleo como en los salarios, tanto en el sector formal como en el informal.

4. METODOLOGÍA

Este estudio utiliza datos de la GEIH del DANE para el periodo 4:2013-12:2019 a nivel de cabecera, para 24 de los 32 departamentos de Colombia. Se trata de una encuesta mensual con muestras independientes, con muestreo probabilístico, estratificado, de conglomerados desiguales y autoponderado. Desde el 2013, la encuesta recoge información acerca del país de origen de los

migrantes incluidos en la muestra, no así su año de arribo ni su condición legal en el país. La selección del periodo se justifica por el hecho de que, si bien el módulo de migración en la encuesta está disponible desde el 2012, no es sino a partir del segundo trimestre del 2013 cuando se hace posible identificar el país de origen del migrante. Asimismo, diciembre 2019 es el periodo más reciente para el que se dispone de información al momento de iniciar este estudio.

Se consideran como migrantes venezolanos a los venezolanos originarios, colombianos retornados y migrantes que afirmaron vivir en Venezuela hace cinco años; los demás individuos de la muestra se asumen como nativos. Se restringe el análisis a migrantes y nativos con edades entre 17 y 65 años que forman parte de la fuerza laboral. Con el fin de ajustarse a la estructura de las variables macroeconómicas necesarias en el estudio (producto interno bruto, formación bruta de capital fijo y productividad total de los factores), toda la información se organiza por trimestres. Para el estudio, se consideran salarios por hora constantes a precios del 2013. Los trabajadores se clasifican por grupos de educación (básica o menos, media y superior) y por nivel de experiencia laboral total, tanto dentro como fuera de Colombia (de 0 a 10 años, de 11 a 20 años y de 21 años en adelante). La definición de estos intervalos se hace con base en lo observado en otros estudios y en la distribución de los valores de esta variable. La construcción de las variables referidas a salarios promedio por hora y oferta laboral migrante y nativa correspondiente a cada periodo t , nivel de educación k y grupo de experiencia j , se hace promediando los salarios por hora y el número total de horas de trabajo observadas para cada individuo en los respectivos grupos, ajustando por los pesos muestrales.

La metodología adoptada sigue el método propuesto por autores como D'Amuri *et al.* (2010) y Manacorda *et al.* (2011) para analizar el impacto de la migración en otros países. Para llegar a proponer la ecuación objetivo de este estudio (10), que permita medir el efecto total de la migración en los salarios de nativos, se debe primero construir las variables antes referidas y estimar elasticidades de sustitución. Se comienza por estimar el efecto de la migración en el empleo, así como la elasticidad de sustitución entre ambos tipos de trabajadores (migrantes y nativos). Los choques de oferta se recogen a partir de la participación de migrantes en el mercado laboral colombiano según grupo y periodo, calculada con base en el cociente entre el total de migrantes en el mercado laboral (M_{kjt}) y total de trabajadores ($M_{kjt} + N_{kjt}$), donde N_{kjt} refleja el total de trabajadores nativos o locales según grupo y periodo. Se estima el efecto de la migración venezolana en el empleo (ρ) a partir de un modelo de efectos fijos de educación (D_k) y experiencia (D_j) dado por

$$(1) \quad \frac{\Delta Empleo_{kjt}}{Empleo_{kjt-1}} = D_k + Dj + \rho \frac{\Delta M_{kjt}}{Empleo_{kjt-1}} + U_{kjt}$$

donde U_{kjt} es un componente de error aleatorio específico por grupo, de media cero y varianza constante. Si $\rho=1$, la mano de obra migrante no ejerce efecto en

el empleo de los nativos, debido a que un aumento en la mano de obra migrante aumenta el empleo sin desplazar trabajadores preexistentes. Por el contrario, $\rho > 1$ indica un efecto positivo en el empleo, mientras que $\rho < 1$ sugiere efectos negativos de los migrantes respecto de nativos (desplazamiento). Como se dijo anteriormente, la magnitud del impacto de la migración depende de si estos son sustitutos de los trabajadores nativos. Para estimar la elasticidad de sustitución entre nativos y migrantes (σ) en cada grupo de capital humano, se ajusta un modelo de efectos fijos de educación y experiencia, con el fin de controlar por factores relativos a la productividad:

$$(2) \quad \ln \left(\frac{W_{M_{kjt}}}{W_{N_{kjt}}} \right) = D_k + D_j - \frac{1}{\sigma} \ln \left(\frac{M_{kjt}}{N_{kjt}} \right) + U_{kjt}$$

donde la variable dependiente es el logaritmo del cociente entre el salario por hora promedio de migrantes (W_M) y nativos (W_N) según grupo en el periodo t , mientras que la variable explicativa es la oferta laboral o logaritmo de la relación trabajo migrante a nativo y U_{kjt} es el componente de error aleatorio. A mayor valor de σ , más homogéneos serán los grupos de trabajadores y más perfecta será la sustituibilidad entre ellos, siendo $\sigma = \infty$ indicativo de sustitución perfecta. Por su parte, valores negativos indican que el diferencial salarial nativo a migrante es mayor a mayor migración.

Si se igualan los salarios de nativos y migrantes a sus correspondientes productividades marginales, es posible derivar una expresión compuesta de los costos del factor trabajo para cada uno de los grupos de trabajadores según educación y experiencia, así como se recoge a continuación:

$$(3) \quad \ln(W_{kjt}) = \ln \left(A_t^{1/\alpha} \left(K_t / L_t \right)^{(1-\alpha)/\alpha} \right) + \frac{1}{\delta} \ln(L_t) + \ln(\theta_{kt}) - \left(\frac{1}{\delta} - \frac{1}{\eta} \right) \ln(L_{kt}) + \ln(\theta_{kj}) - \frac{1}{\eta} \ln(L_{kjt}) + U_{kjt}$$

que puede agregarse como

$$(4) \quad \ln(W_{kt}) = \ln \left(A_t^{1/\alpha} \left(K_t / L_t \right)^{(1-\alpha)/\alpha} \right) + \frac{1}{\delta} \ln(L_t) + \ln(\theta_{kt}) - \frac{1}{\delta} \ln(L_{kt}) + U_{kjt}$$

donde $\ln(W_{kjt})$ es el logaritmo del salario promedio por hora de los trabajadores con educación k y experiencia j en el periodo t , calculado a partir de

$$(5) \quad W_{kjt} = W_{M_{kjt}} (M_{kjt} / N_{kjt}) + W_{N_{kjt}} (N_{kjt} / N_{kjt})$$

y $\ln(W_{kt})$ es el salario promedio por hora pagado a trabajadores con nivel educativo k en el periodo t , calculado a partir de

$$(6) \quad W_{kt} = \sum_j (L_{kjt} / N_{kt}) W_{kjt}$$

En estas ecuaciones, A_t es la productividad total factorial (PTF) en t ; K_t/L_t es la relación capital físico a trabajo compuesto, incluyendo tanto nativos como migrantes; α es la elasticidad del trabajo, y θ_{kt} son los niveles de productividad promedio por grupo. Las ecuaciones (3) y (4) permiten estimar la elasticidad de sustitución entre grupos educativos (δ) y entre grupos de experiencia con el mismo nivel de educación (η), cuyas interpretaciones son similares a la anterior. La oferta de trabajo compuesta L_{kjt} se obtiene a partir de la expresión

$$(7) \quad L_{kjt} = \left[\theta_{Nkjt} N_{kjt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \theta_{Mkjt} M_{kjt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

donde θ_{Nkjt} y θ_{Mkjt} miden la productividad laboral para nativos y migrantes según tipo de mano de obra, respectivamente. El ajuste de la función de producción de elasticidad de sustitución constante (CES) permite medir la demanda de cada tipo de trabajadores

$$(8) \quad \ln(Y_t) = \ln(A_t) + \alpha \ln(L_t) + \beta \ln(K_t) + U_t$$

donde Y_t representa el producto interno bruto (PIB) en el periodo t , de modo que es posible estimar las elasticidades de capital (β) y trabajo (α). Como siempre, U_t es un término de error aleatorio $iid(0, \sigma^2)$. La maximización del beneficio requiere que el logaritmo de los salarios de los nativos sea igual a su productividad, de modo que

$$(9) \quad \begin{aligned} \ln W_{Nkjt} &= \ln \left(\infty A_t \left(K_t / L_t \right)^\beta \right) + \frac{1}{\delta} \ln(L_t) + \ln \theta_{kt} - \left(\frac{1}{\delta} - \frac{1}{n} \right) \ln(L_{kt}) + \\ &\ln \theta_{kjt} \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{\sigma} \right) \ln(L_{kjt}) + \ln \theta_{Nkjt} - \frac{1}{\sigma_k} \ln(N_{kjt}) \end{aligned}$$

Finalmente, el impacto total en los salarios de nativos se obtiene con base en los cambios relativos en los salarios por hora de este grupo respecto de los cambios en el trabajo inducido por migrantes, evaluando la siguiente ecuación

$$(10) \quad \begin{aligned} \frac{\Delta W_{Nkjt}}{W_{Nkjt}} &= \frac{1}{\delta} \sum_M \sum_i \left[S_{Mkit} \frac{\Delta M_{kit}}{M_{kit}} + S_{Nkit} \frac{\Delta N_{mit}}{N_{mit}} \right] + \left(\frac{1}{\eta} - \frac{1}{\delta} \right) \frac{1}{S_{kt}} \sum_i \left[S_{Mkit} \frac{\Delta M_{kit}}{M_{kit}} + S_{Nkit} \frac{\Delta N_{kit}}{N_{kit}} \right] + \\ &\left(\frac{1}{\sigma} - \frac{1}{\eta} \right) \frac{1}{S_{kjt}} \left[S_{Mkjt} \frac{\Delta M_{kjt}}{M_{kjt}} + S_{Nkjt} \frac{\Delta N_{kjt}}{N_{kjt}} \right] - \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\Delta N_{kjt}}{N_{kjt}} \right) \end{aligned}$$

donde $S_{M_{kjt}}$ es la fracción del ingreso que obtuvieron los migrantes con salario $W_{M_{kjt}}$

$$(11) \quad S_{M_{kjt}} = \frac{W_{M_{kjt}} * M_{kjt}}{\sum_M \sum_i (W_{M_{kit}} * M_{kit} + W_{N_{kit}} * N_{kit})}$$

De manera similar, es posible calcular la fracción del ingreso obtenido por los nativos ($S_{N_{kjt}}$) para luego agregar ambas fracciones bajo S_{kjt} a partir de

$$(12) \quad S_{kjt} = \frac{(W_{M_{kjt}} M_{kjt} + W_{N_{kjt}} N_{kjt})}{\sum_M \sum_i (W_{M_{kit}} N_{kit} + W_{N_{kit}} M_{kit})}$$

Note que la primera sumatoria en (10) recoge el efecto cruzado de trabajadores migrantes sobre nativos con diferente nivel educativo y experiencia; la segunda sumatoria recoge el efecto de migrantes sobre nativos con el mismo nivel educativo y diferente experiencia. Finalmente, la tercera sumatoria indica el efecto de migrantes sobre trabajadores nativos con la misma experiencia y educación.

5. RESULTADOS

5.1. Descripción de la muestra

Según se resume en la Tabla 3, la fuerza laboral venezolana en Colombia está constituida principalmente por hombres. Es relativamente más joven, en su mayoría con edades comprendidas entre 18 y 44 años (70% del total); entre los nativos, este porcentaje apenas supera el 60%, lo que sugiere una relativamente menor experiencia laboral entre migrantes. Es posible resaltar que no se observan diferencias significativas en el nivel educativo de nativos y migrantes; en ambos casos, más del 70% de la población tiene a lo sumo educación media, aunque los años promedio de estudio muestran un ligero crecimiento.

En todo caso, es obvia la creciente participación de migrantes en el mercado laboral colombiano en todos los niveles de educación y experiencia, tendencia que se hace más marcada a partir del cuarto trimestre del 2016, como se muestra en la Figura 1. En general, la incidencia de trabajadores con niveles de experiencia bajo y medio crece de manera más acelerada y está muy por encima de la de los trabajadores de mayor experiencia. Este comportamiento es más evidente en grupos de bajo nivel educativo.

Un primer paso hacia el análisis del efecto de la migración en los salarios implica revisar los cambios tanto en salarios como en oferta de trabajo. La Tabla 4 muestra la relación horas de trabajo migrante a nativo (H_M/H_N) y la variación porcentual promedio de los salarios de los nativos en el periodo en estudio, según nivel de educación y experiencia. Al analizar cuántas horas en promedio

TABLA 3
CARACTERIZACIÓN DE LA FUERZA LABORAL MIGRANTE
Y NATIVA EN COLOMBIA (2013-2019)

Variable	2013		2015		2017		2019	
	Nativo	Migrante	Nativo	Migrante	Nativo	Migrante	Nativo	Migrante
Hombres (%)	44,49	52,38	44,88	49,27	45,92	49,85	46,03	47,93
Edad (%)								
18-32 años	33,35	45,15	33,06	41,81	39,13	51,62	38,31	56,80
33-44 años	26,07	29,12	25,58	30,51	24,69	28,63	24,96	25,48
45-54 años	22,49	15,80	22,33	15,79	19,45	11,99	18,86	10,78
55-65 años	18,09	9,93	19,03	11,89	16,73	7,76	17,87	6,94
Educación (%):								
Básica	39,86	39,00	37,36	41,45	48,87	51,83	28,06	30,36
Media	28,49	31,97	30,08	36,66	25,22	30,65	34,71	44,37
Técnico	19,10	19,95	19,58	12,71	15,62	11,19	21,89	14,58
Universidad	12,55	9,07	12,98	9,19	10,29	6,33	15,34	10,68
Años educación	9,8	9,8	10,0	9,6	10,6	10,0	10,8	10,5
Nivel experiencia (%):								
Bajo: 0-10 años	23,69	27,21	23,94	25,07	29,94	35,39	29,46	40,48
Medio: 11-20 años	20,18	32,20	20,38	29,77	21,33	28,17	21,20	27,90
Alto: 21 o más años	56,13	40,59	55,69	45,15	48,73	36,44	49,35	31,62
Total	9.645.203	185.709	10.486.664	488.898	14.036.798	214.676	13.849.988	797.078

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

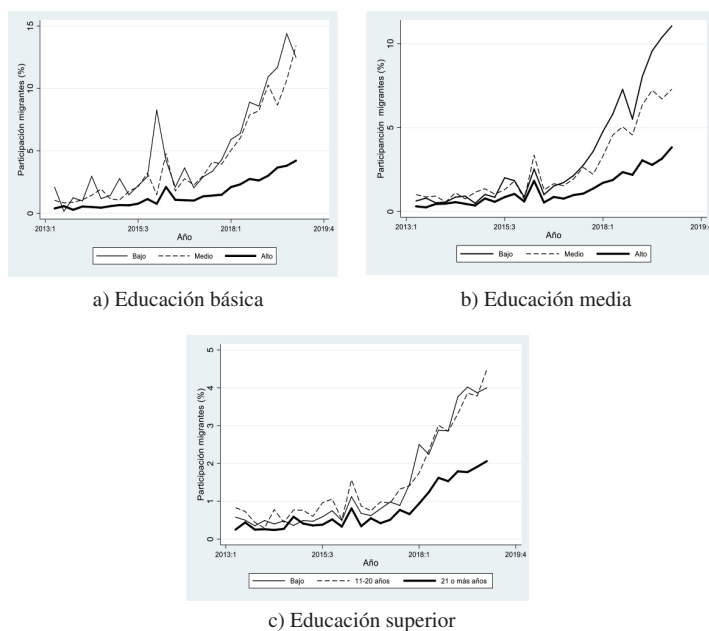
TABLA 4
HORAS DE TRABAJO MIGRANTE A NATIVO Y VARIACIÓN DEL SALARIO DE NATIVOS
(PROMEDIOS DE 2013-2019)

Nivel educativo	Experiencia	Razón horas de trabajo migrante a nativo (%)	Variación de salario de nativos (%)
Básica o menos	Bajo	101	0,0
	Medio	101	1,5
	Alto	102	3,2
	Subtotal	103	2,7
Media	Bajo	103	0,3
	Medio	101	1,8
	Alto	97	2,3
	Subtotal	99	1,7
Superior	Bajo	105	10,1
	Medio	102	11,3
	Alto	102	1,4
	Subtotal	105	7,0
Nivel de experiencia bajo		109	8,1
Nivel de experiencia medio		102	7,1
Nivel de experiencia alto		96	1,3
Total		106	4,9

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

Nota: Horas de trabajo migrante a nativo calculada como H_M/H_N . Variación salarial de los nativos calculada promedio de la variación porcentual anual de salarios constantes a 2013. Niveles de experiencia: Bajo: 0-10 años, Medio: 11-20 años, Alto: 21 o más años.

FIGURA 1
MIGRANTES VENEZOLANOS SEGÚN NIVEL EDUCATIVO Y DE EXPERIENCIA
(2013-2019)



Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

aporta al mercado un migrante por cada hora de trabajo nativo se observa que un migrante puede llegar a trabajar relativamente más horas en la mayoría de los grupos, lo que sugiere una presión de oferta homogénea similar en todos. Los salarios, por el contrario, muestran crecimientos desiguales, nulos o positivos, en particular entre trabajadores de alto nivel educativo.

Esta información por sí sola no permite afirmar que el trabajo migrante haya ralentizado el incremento salarial para algunos tipos de mano de obra. Aun así, existe una asociación negativa entre la razón de salarios migrantes a nativos y la razón de horas de trabajo semanal de migrantes a nativos (correlación igual a $-0,52$), lo que apunta hacia la sustituibilidad entre estos dos grupos de trabajadores.

5.2. Migración venezolana y empleo

El efecto de la migración en el empleo de nativos se obtiene con base en el coeficiente ρ de la ecuación (1), estimado siguiendo diferentes especificaciones con el fin de verificar consistencia, tal como se muestra en la Tabla 5: sin efecto fijo (columna 1), con efecto fijo de educación y experiencia (columna 2) y de tiempo (columna 3); con datos agrupados según nivel educativo con (columna 4) y sin efectos fijos (columna 5). En todos los casos se obtuvo coeficientes negativos

estadísticamente significativos que, como se dijo anteriormente, son señal de efecto desplazamiento de nativos por migrantes, aunque el muy bajo valor del coeficiente (entre -0,000654% y -0,012%) pone en duda su significancia técnica.

TABLA 5
EFECTO DESPLAZAMIENTO (ρ)

	Especificación del modelo				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coefficiente (%)	-0.00701*	-0.0069*	-0.012*	-0.000654*	-0.000611*
Efecto fijo educación	No	Si	Si	-	-
Efecto fijo experiencia	No	Si	Si	No	Si
Efecto fijo tiempo	No	No	Si	No	Si
Observaciones	324	324	324	81	81

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Significativo al 1% (*). Se estima el valor de ρ con base en diferentes especificaciones de la ecuación (1).

Algunos estudios advierten acerca del sesgo que puede imprimir en los resultados la no desagregación por grupos a la hora de estimar la elasticidad de sustitución, por esta razón se procede a estimar dichas elasticidades entre nativos y migrantes en general (σ), así como entre trabajadores por nivel de educación (δ) y experiencia (η). Los resultados de la estimación de estas elasticidades con base en (2), (3) y (4) se resumen en la Tabla 6.

TABLA 6
ELASTICIDADES DE SUSTITUCIÓN

Nivel de experiencia	Nivel educativo		
	Básica	Media	Superior
Bajo: 0-10 años	24,81*	43,78*	9,20**
Medio: 11-20 años	∞ *	14,35**	2,03
Alto: 21 o más años	57,00*	1,60	2,75
Total	25,45*	12,30*	1,63
Total general σ		2,06	
Según educación δ		4,2**	
Según experiencia η		0,03	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Significativo al 1% (*) y 5% (**). Elasticidad de sustitución general (σ) estimada a partir del modelo (2). Elasticidad entre grupos de educación (δ) y entre grupos de experiencia laboral (η) estimadas a partir de los modelos (3) y (4). A mayor valor positivo, mayor homogeneidad entre grupos y mayor posibilidad de sustitución entre ellos. ∞ indica grupos con elasticidad de sustitución perfecta.

Como se dijo en la sección anterior, a mayor elasticidad mayor homogeneidad y, por esta razón, sustituibilidad entre grupos. Aun así, Ottaviano y Peri (2012) y Borjas *et al.* (2003) advierten que valores inferiores a 20 son insuficientes como para afirmar que los trabajadores sean sustitutos entre sí. Los resultados indican que los trabajadores nativos y migrantes con educación básica y niveles de experiencia medio pueden considerarse sustitutos perfectos, según lo indica su infinita elasticidad de sustitución, mientras que los trabajadores experimentados con muy bajo nivel educativo, o los que, teniendo educación media, acumulan poca experiencia son sustitutos lejanos. Los trabajadores nativos y migrantes más capacitados, independientemente de su nivel de experiencia, resultan ser sustitutos imperfectos entre sí. Es de esperar que los trabajadores nativos más afectados en términos salariales sean los que exhiben las mayores elasticidades de sustitución con sus similares migrantes, es decir, los de bajo nivel educativo con experiencia intermedia o baja, en ese orden. Note que la estimación de una elasticidad general, sin considerar diferencias en capital humano, habría sugerido ausencia de sustitución ($\sigma=2,06$).

Mientras σ se centra en medir la elasticidad entre nativos y migrantes, δ y η miden la sustituibilidad entre trabajadores de diferentes niveles educativos o de experiencia, respectivamente. Los resultados sugieren imperfecta sustitución de trabajadores de diferente nivel educativo ($\delta=4,2$) y prácticamente nula entre los que, teniendo el mismo nivel de estudio, difieren en experiencia ($\eta=0,03$). Se concluye que no existe suficiente evidencia de competencia en los grupos de trabajadores.

Note que, para la estimación de estas elasticidades de sustitución, fue necesario obtener las elasticidades de capital (0,78) y trabajo (0,19) a partir de (8), para ello se optó por la transformación de Newey-West con el fin de obtener estimadores robustos, consistentes con autocorrelación. Ambas elasticidades resultaron ser estadísticamente significativas al 1% y 5%, respectivamente; estos resultados son solo de interés instrumental para la posterior estimación del impacto. Sin embargo, téngase presente que el capital puede reducir el impacto adverso para los trabajadores nativos debido a que las empresas pueden expandirse en el largo plazo y contratar a más trabajadores.

5.3. Efecto de la migración venezolana en los salarios locales

La Tabla 7 resume los resultados de la estimación del efecto de la migración venezolana en los salarios de los trabajadores locales, tanto en términos generales como por grupo de educación y experiencia, según período, calculados a partir de la ecuación (10).

En términos generales, se encuentra evidencia de un impacto negativo en los salarios de los nativos que se mueve entre -6,01% y 0,03%, según período y tipo de trabajador. Si se considera el promedio del periodo en estudio, los trabajadores nativos con educación media y básica resultan los más afectados (-1,23% y -1,12%, respectivamente), comparados con los de educación superior (-1,01%), para un promedio general total de -1,06%. Téngase presente que los

TABLA 7
EFFECTOS DE LA MIGRACIÓN SOBRE SALARIOS SEGÚN EDUCACIÓN Y
EXPERIENCIA (%)

Educación	Experiencia	2013	2015	2017	2019	2013-2019
Básica	Baja	0,39	-6,01	0,30	0,13	-0,58
	Media	0,50	-5,24	0,26	0,07	-0,35
	Alta	-0,25	-0,83	0,03	0,05	-1,45
	Subtotal	0,00	-4,49	0,09	0,59	-1,12
Media	Baja	-0,60	-4,89	-0,06	0,23	-0,32
	Media	-0,11	-4,66	-0,11	-0,15	-0,23
	Alta	0,67	-3,71	0,11	-0,04	-1,35
	Subtotal	-0,33	-4,72	-0,12	0,11	-1,23
Superior	Baja	-0,19	-0,56	-0,07	0,05	-0,88
	Media	0,13	-2,65	-0,06	0,08	-0,22
	Alta	0,19	-2,25	0,09	0,10	0,20
	Subtotal	0,21	-2,53	-0,02	0,52	-1,01
Total general		0,58	-4,40	0,11	-0,05	-1,06

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

Nota: Efectos de la migración venezolana en los salarios de los nativos calculados con base en la ecuación (10). Valores negativos indican deterioro en los salarios en un porcentaje equivalente a la magnitud del coeficiente. Niveles de experiencia: Bajo: 0-10 años, Medio: 11-20 años, Alto: 21 o más años.

trabajadores nativos y migrantes con educación superior son los sustitutos más lejanos de la muestra, mientras que los de educación media son los más cercanos. Se debe tener en cuenta que la informalidad y la inexistencia de barreras para el ingreso y la salida de trabajadores en determinadas ocupaciones facilita la participación de los trabajadores con nivel educativo más bajo, de modo que el impacto negativo en los salarios de grupos de educación básica puede explicarse por los altos niveles de informalidad en el mercado laboral colombiano.

Si bien estos coeficientes son relativamente bajos, se observan periodos en los que el impacto resulta sustancialmente mayor y que determinan la existencia de un cierto efecto promedio a lo largo del periodo. Específicamente, en 2015, año del primer cierre de fronteras, el impacto negativo promedio ronda el -4,4%, pero que llegó a ser considerablemente más alto entre trabajadores con educación básica y bajo o medio nivel de experiencia (-6,01% y -5,24%, respectivamente), y aquellos con educación media (-4,72% promedio). En el grupo de alto nivel educativo, los mayores impactos negativos se observaron entre los de niveles intermedios (-2,65%) y altos (-2,25%) de experiencia. Fuera de ese año, los resultados apuntan a baja o nula afectación de los salarios de los trabajadores locales para cualquiera de los grupos de educación y experiencia considerados, con igualmente bajos impactos positivos en algunos casos.

5.4. Consideraciones finales: el Covid-2019

En marzo 2020 comenzaron a regir en Colombia las medidas preventivas de aislamiento y cierre de actividades a raíz de la pandemia. Este inesperado evento cambió la dinámica del flujo migratorio y redujo la cantidad de migrantes ocupados en el mercado laboral. En efecto, el cierre de actividades y de fronteras redujo el flujo de migrantes venezolanos a Colombia, 74% de estos habría entrado entre 2018 y 2019. El sector comercial y de servicios donde trabajaba cerca del 47% de los migrantes residentes en Colombia y el 57% de los llegaron a Perú, resultó ser uno de los más afectados; considérese además que el 57% de la población migrante en Colombia tiene estatus irregular, por lo que su probabilidad de obtener y conservar un empleo tras la pandemia se redujo (Abuelafia, 2020).

Los hogares de migrantes venezolanos lograban obtener una renta básica que era 40% inferior en comparación a la de las familias colombianas. Además, el 64% de los migrantes ocupados recibían un ingreso inferior al salario mínimo legal. La pandemia empeoró esta ya vulnerable situación, lo que obligó el retorno de algunos de ellos a su país y aumentó el número de personas en condición de calle. Según un estudio del Grupo Interagencial sobre Flujos Migratorios Mixtos (GIFMM Colombia, 2020), el 91% de los encuestados antes de la pandemia eran trabajadores informales que vivían del día a día como independientes o prestadores de servicios domésticos, porcentaje que se redujo a 20% luego del cierre de actividades. Lo anterior explica que más de 90.000 venezolanos retornaron a su país desde diferentes departamentos de Colombia en los primeros meses de la emergencia sanitaria, según reportan las oficinas de Migración Colombia.

6. CONCLUSIONES

Tradicionalmente, Colombia ha sido un país emisor de migrantes por lo que la llegada de una ingente cantidad de venezolanos en un corto periodo ha hecho saltar las alarmas del país, no solo en materia de saturación de servicios básicos, sino también de su impacto en el mercado laboral. Específicamente, algunas personas perciben que esta migración podría desplazar mano de obra local e impactar negativamente los salarios domésticos. Este estudio busca arrojar luz respecto de la interrogante acerca del posible impacto negativo de los migrantes venezolanos en los salarios que perciben los locales. Los migrantes trabajan más horas por hora de trabajo nativo, resultado que coincide con el obtenido por Galis-Molano *et al.* (2020). En términos generales, los resultados obtenidos para el periodo 2013-2019 sugieren que existe evidencia de un estadísticamente significativo efecto desplazamiento de los trabajadores migrantes en relación con los locales, aunque técnicamente dicho efecto no resulte significativo debido a su baja magnitud (entre -0,000654% y -0,012%). Aun así, la evidencia posterior sugiere altas elasticidades de sustitución entre nativos y migrantes, pero limitadas a ciertos grupos.

El análisis desagregado según grupos de educación y experiencia refleja que el efecto de la migración en el empleo no es igual para todos los grupos. Como

es de esperarse, los resultados muestran perfecta sustitución entre trabajadores migrantes y nativos con educación básica y experiencia media, así como imperfecta sustitución entre nativos y migrantes experimentados con educación básica, o entre los bachilleres sin experiencia. Finalmente, los trabajadores nativos y migrantes más capacitados, tengan o no experiencia, no parecen competir entre sí. Tampoco existe evidencia de sustitución en los grupos de educación y de experiencia. El que haya grupos con perfecta elasticidad de sustitución, contrasta con la casi nula elasticidad de sustitución general, lo que reafirma la necesidad de desagregación sugerida por Manacorda *et al.* (2011).

A lo largo del periodo en estudio, el impacto promedio general de la migración de los salarios de los nativos ronda el 1%, dos puntos por debajo de la estimación promedio que obtienen Caruso *et al.* (2019), y fue poco mayor en los de educación media (1,23%) y básica (1,12%), generalmente más alta entre los de mayor experiencia. Los trabajadores con más estudios apenas si han visto impactos inferiores al 1%, e incluso positivos. Sin embargo, un resultado importante es el hecho de que este impacto difiere de un periodo a otro. Si se revisa el efecto en salarios en el tiempo, las mayores pérdidas salariales se observan en el 2015, con impactos negativos que van desde -0,56% hasta -6,01%, según se trate de trabajadores poco experimentados con estudios superiores o con solo educación básica, respectivamente, el promedio general de este año fue de -4.40%. Para los otros años considerados, los impactos estimados generalmente no superan el 1% y pueden ser incluso positivos. Borjas (2003) afirma que los impactos globales tienden a ser negativos debido a que se asume que los trabajadores son sustitutos perfectos y compiten entre sí. Por ello, la relevancia de clasificar la población por conocimientos y habilidades.

No se tiene claridad en cuanto al porqué del comportamiento en la diferencia del 2015. Una explicación puede ser el tempestivo cierre de fronteras entre ambos países en 2015, situación que se mantendría por casi dos años y que inicialmente pudo haber ralentizado el flujo de migrantes. A este cierre le siguió una reapertura parcial en 2017, hasta el nuevo cierre de fronteras producto de la pandemia. Otra explicación puede ser la alta incidencia de colombianos retornados en los primeros años del estudio, muchos de estos lograron emplearse de manera relativamente rápida en el sector formal, gracias a la facilidad de obtener documentos y a los enlaces familiares, según lo reportan Bonilla *et al.* (2020). Téngase presente que estos autores concluyen que los migrantes no afectan de manera significativa el empleo de nativos, sino que compiten con otros migrantes principalmente en el sector informal. Un posterior estudio deberá tener en cuenta esta distinción, así como separar el efecto de migrantes legalmente habilitados para trabajar, de los demás. Aun así, como se dijo antes, algunos estudios concluyen que el migrante en situación regular no impacta negativamente el mercado laboral local. La pandemia hace difícil la evaluación de las medidas adoptadas en este sentido por parte del gobierno colombiano pues, en su mayoría, abarcan el mismo periodo. Por ahora, la GEIH no incluye información acerca del estatus legal de los migrantes que forman parte de la muestra.

BIBLIOGRAFÍA

- Abuelafia, E. (2020). “Migración en la región andina: Impacto de la crisis y expectativas en el mediano plazo”. Documentos para discusión IDB-BP-0777. Banco Interamericano de Desarrollo. dx.doi.org/10.18235/0002386
- ACNUR (2020). “Recursos clave RMRP 2022”. Plataforma de coordinación para refugiados y migrantes de Venezuela. <https://r4v.info/es/situations/platform>
- Anguiano, M. (2003). “Clandestinos. Migración México-Estados Unidos en los albores del siglo XXI”. *Migraciones Internacionales*, Vol. 2 (2); 197-202.
- Bahar, D., M. Dooley, y C. Huang (2018). “Integración de los venezolanos en el mercado laboral colombiano. Mitigando costos y maximizando beneficios”. Brookings, Global Economy & Development, documento de trabajo.
- Banco Mundial (2018). “Migración desde Venezuela a Colombia: Impactos y Estrategia de Respuesta en el Corto y Mediano Plazo”. World Bank, Colombia, World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/30651> License: CC BY 3.0 IGO.
- Bonilla-Mejía, L., L. Morales, D. Hermida-Giraldo, y L. Flórez (2020). “The Labor Market of Immigrants and Non-Immigrants Evidence from the Venezuelan Refugee Crisis”. *Borradores de Economía* No. 1119, Banco de la República, Bogotá.
- Borjas, G. (2003). “The labor demand curve is downward sloping: reexamining the impact of immigration on the labor market”. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118 (4); 1335-1374.
- Borjas, G., J. Grogger, y G. Hanson (2008). “Imperfect Substitution between Immigrants and Natives: A Reappraisal”. *NBER Working Paper* No. 13887. <https://doi.org/10.3386/w13887>
- Braun, S. y T. Mahmoud (2011). “The Employment Effects of Immigration: Evidence from the Mass Arrival of German Expellees in Post-war Germany”. Hindenburgufer 66, 24105, Kiel Institute for the World Economy.
- Bravo, G. (2015). “Las migraciones internacionales y la seguridad multidimensional en tiempos de la globalización”. Academia Nacional de Estudios Políticos y Estratégicos, dx.doi.org/10.4067/S0719-26812015000300013
- Calderón-Mejía, V., y A. Ibañez (2016). “Labor market effects of migration-related supply shocks: evidence from internal refugees in Colombia”. *Journal of Economic Geography*, Vol. 16; 695-713.
- Card, D., y J. DiNardo (2000). “Do Immigrant Inflows Lead to Native Outflows?”. *The American Economic Review*, Vol. 90 (2); 360-367.
- Card, D. (2001). “Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Market Impacts of Higher Education”. *Journal of Labor Economics*, Vol. 19; 22-64.
- Caruso, G., C. Gómez, y V. Mueller (2019). “Spillover effects of the Venezuelan crisis: migration impacts in Colombia”. *Oxford Economic Papers* gpz072. doi.org/10.1093/oep/gpz072
- Cerrutti, M. (2020). “Cinco rasgos destacados de la migración intra-regional en América del Sur. Estadísticas de la inmigración y emigración”, Portal de datos mundiales

- sobre la migración: Una perspectiva global: <https://migrationdataportal.org/es/blog/5-rasgos-destacados-de-la-migracion-intra-regional-en-america-del-sur>
- Cortez, C. (2016). “Tendencias de la migración intrarregional en Centroamérica”. *Revista Latinoamericana de Derechos Humano*. Número monográfico extraordinario: Tendencias de las migraciones; 124-144.
- D’Amuri, F., G. Ottaviano, y G. Peri (2010). “The labor market impact of immigration in Western Germany in the 1990s”. *European Economic Review*, Vol. 54 (4); 550-570.
- Delgado-Prieto, L. (2021). “Dynamics of Local Wages and Employment: Evidence from the Venezuelan Immigration in Colombia”. Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía, working paper 31183.
- Devadoss, S., J. Luckstead (2008). “Contribution of Immigrant Farm Workers to California Vegetable Production”. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 40, Num. 3; 879-894. <https://doi.org/10.1017/S107407080000239X>
- Dolado, J., y P. Vázquez (2008). “Los efectos económicos y las políticas de la inmigración: Panorámica y Reflexiones”. *Ensayos sobre los efectos económicos de la inmigración en España* (J.J. Dolado y P. Vazquez, eds). Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Colección Estudios Económicos, Madrid.
- Domínguez, J., D. Godenau, I. Awad, y J. L. Ribero (2010). *Migraciones laborales. Acción de la OIT y política*. Editorial Bomarzo, Madrid.
- Durand, J. (2007). “El programa bracero (1942-1964). Un balance crítico migración y desarrollo”, México. Red Internacional de Migración y Desarrollo, 9.
- Farné, S., y C. Sanín (2020). “Panorama laboral de los migrantes venezolanos en Colombia 2014-2019”. Departamento de Seguridad Social y Mercado de Trabajo. Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social, Universidad Externado de Colombia, Bogotá.
- Fussell, E. (2012). “Space, Time, and Volition: Dimensions of Migration Theory”. *Oxford Handbook of the Politics of International Migration* (M.R. Rosenblum & D.J. Tichenor, eds). doi.org/10.1093/oxfordhb/9780195337228.013.0002.
- Galvis-Molano, D. L., J. A. Sarmiento-Espinel, y A. C. Silva-Arias (2020). “Perfil laboral de los migrantes venezolanos en Colombia-2019”. *Encuentros*, Vol. 18 (02); 116-127. <https://doi.org/10.15665/re.v18i02.2230>
- García, V., y L. F. Trejos (2021). “Las tramas del conflicto prolongado en la frontera colombo-venezolana: un análisis de las violencias y actores armados en el contexto del pos-acuerdo de paz”. *Colombia Internacional*, Vol. 105; 89-115. <https://doi.org/10.7440/colombiaint105.2021.04>
- Grupo Interagencial sobre Flujos Migratorios Mixtos (2020). “Evaluación Rápida de Necesidades ante COVID-19”. Plataforma de Coordinación para Refugiados y Migrantes de Venezuela. <https://data2.unhcr.org/es/documents/details/76031>
- INE (2001). Censo de población y vivienda, Instituto Nacional de Estadística, Caracas.
- Lebow, J. (2021). “Immigration and Occupational Downgrading in Colombia”. SSRN 3778377.

- Manacorda, M., A. Manning, y J. Wadsworth (2011). "The impact of immigration on the structure of wages: theory and evidence from Britain". *Journal of the European Economic Association*, Vol. 10 (1); 120-151. doi.org/10.1111/j.1542-4774.2011.01049.x
- Márquez, L., M. Rochina, e I. Antuñano (2004). "Un modelo de gravedad ampliado para la inmigración internacional en España". *Revista Valenciana de Economía y Hacienda*, Vol. 12; 149-170.
- Mejía, C., y A. Ibáñez (2016). "Labour market effects of migration-related supply shocks: evidence from internal refugees in Colombia". *Journal of Economic Geography*, Vol. 16 (3); 695-713. doi.org/10.1093/jeg/lbv030
- Migración Colombia (2019). "Número estimado de venezolanos en Colombia según departamento". Ministerio de Relaciones Exteriores. <https://www.migracioncolombia.gov.co/infografias/numero-estimado-de-venezolanos-en-colombia-segun-departamento>
- Migración Colombia (2020). "Venezolanos en Colombia". Ministerio de Relaciones Exteriores. <https://www.migracioncolombia.gov.co/infografias/venezolanos-en-colombia-corte-a-31-de-mayo-de-2020>
- Morales, J. (2018). "The impact of internal displacement on destination communities: evidence from the Colombia conflict". *Journal of Development Economics*, Vol. 131; 132-50.
- OEA (2019). "Informe del Grupo de Trabajo de la OEA para abordar la crisis de migrantes y refugiados venezolanos en la región". Organización de Estados Americanos. https://reliefweb.int/sites/reliefweb.int/files/resources/OEA-informe-migrantes-venezolanos-espanol_0.pdf
- OECD (2019). "Policy note on the migration in Colombia and its fiscal implications". Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. <https://www.oecd.org/economy/surveys/Colombia-migration-shock-note-english-2019.pdf>
- OIM (2018). "Informe sobre las Migraciones en el Mundo 2018". Organización Internacional para las Migraciones. https://publications.iom.int/system/files/pdf/wmr_2018_sp.pdf
- Ottaviano, G., y G. Peri (2012). "Rethinking the effect of immigration on wages". *Journal of the European Economic Association*, Vol. 10 (1); 152-197. doi.org/10.1111/j.1542-4774.2011.01052.x
- Puyol, R. (2002). "La inmigración española: ¿Solución demográfica o económica?". Federación de Cajas de Ahorros Vasco-Navarras, España. www.familiasdealbacete.org/sites/default/files/userfiles/file/inmigracionsp.pdf
- Reina, M., C. Mesa, y T. Ramírez (2018). "Elementos para una política pública frente a la crisis de Venezuela". Fedesarrollo, Centro de Investigación Económica y Social. <http://hdl.handle.net/11445/3680>
- Rozo, S., y J. F. Vargas (2020). "The effect of Venezuelan migration on educational outcomes in Colombia". Inter-American Development Bank, discussion paper IDB-DP-809. dx.doi.org/10.18235/0002725
- Santamaría, J. (2020). "When a Stranger Shall Sojourn with Thee: The Impact of the Venezuelan Exodus on Colombian Labor Markets". University of Minnesota, Department of Applied Economics, working paper 51422.

SUSCRIPCIONES AÑO 2022

Suscripción anual		Subscriptions rates	
CHILE:		All other countries:	
Instituciones	\$ 22.000	Institutions	US\$ 42
Individuo	\$ 17.000	Individuals	US\$ 38
Estudiantes	\$ 10.000*		
Números sueltos	\$ 12.000 c/u		
(Incluido transporte aéreo)		Single copy rate	US\$ 22
		(Includes postage)	

*Se debe presentar certificado de matrícula.

Toda correspondencia puede hacerse al Editor; en cuanto a pedido de publicaciones, puede hacerse mediante cheque o solicitarlas mediante factura proforma a: Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile, Campus Andrés Bello, Diagonal Paraguay 257, torre 26, casilla 3861, Santiago, Chile.

Favor enviar comprobante de pago a edejec@fen.uchile.cl notificando suscripción.

Disclaimer

Es su responsabilidad notificar el pago para recibir la suscripción.

Correspondence should be addressed to Editor, Estudios de Economía. Make all remittances payable to: Facultad de Economía y Negocios, U. de Chile. P.O. Box 3861, Santiago, Chile.

Please, send a proof of payment to edejec@fen.uchile.cl to notify us about your subscription.

Disclaimer

It is your responsibility to notify the payment to receive the subscription.

Suscripción y venta: Campus Andrés Bello: Diagonal Paraguay 257, Oficina 1606
Piso 16 - Torre 26, Santiago, Chile. Teléfonos: 22 978 3411 - 22 978 3410

R E V I S T A D E

ANALISIS ECONOMICO

CONTENIDO DEL VOLUMEN 36 – Nº 2 – OCTUBRE DE 2021

ARTICULOS / ARTICLES

Rodrigo Alfaro, Andrés Sagner

S&P 500 Under a structural macro-financial model
S&P 500 bajo un modelo macrofinanciero estructural

Vanesa D'Elia, Gustavo Ferro

Efficiency in public higher education: A stochastic frontier
analysis considering heterogeneity
*Eficiencia en la educación pública superior: un análisis
de frontera estocástica considerando heterogeneidad*

Rafael S. Espinosa Ramírez

Fear shocks, subsidies and Covid-19 in an integrated market
Golpes de miedo, subsidios y Covid-19 en un mercado integrado

José Paul Tinizhañay-Peralta

Efecto de los indicadores de gobernanza mundial
sobre el nivel de convergencia
Effect of world governance indicators on the convergence level

Manuel Urquidi, Horacio Valencia, Guillaume Durand

Brecha de ingresos laborales por género en Bolivia.
Un análisis de su evolución en el periodo 1993 a 2018
*The gender labor income gap in Bolivia.
An analysis of its evolution between 1993 and 2018*

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

Serie de Libros sobre

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

"Es un deber para los encargados de las políticas en todas partes estar abiertos a las lecciones que pueden obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".

Anne Krueger,
Fondo Monetario Internacional



Banco Central de Chile

Para ordenar:

<http://www.bcentral.cl/books/serie.html>

bch@bcentral.cl

Teléfono: (562) 2670-2888

Fax: (562) 2670-2231

Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo

ANÁLISIS EMPÍRICO DEL AHORRO EN CHILE

Felipe Morandé y Rodrigo Vergara, eds.

"...Este libro es una excelente muestra de análisis científico severo y apretado en el cual los actores desfilan sucesivamente en el escenario dejando una explicación maciza y coherente del ahorro chileno".

Dominique Hachette,

Pontificia Universidad Católica de Chile

Tapa dura, 306 pp. Ch\$ 15.000, US\$40

INDEXATION, INFLATION AND MONETARY POLICY

Fernando Lefort y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

"...I am prepared to bet that this book will become indispensable reading for anybody interested in the role of indexation or the macroeconomics of emerging-market economies."

Guillermo Calvo,

Banco Interamericano de Desarrollo

Tapa dura, 316 pp. Ch\$ 15.000, US\$40

BANKING, FINANCIAL INTEGRATION, AND INTERNATIONAL CRISES

Leonardo Hernández y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

"...The articles in this book offer an unusually rich and informative perspective on the perils of financial integration, along with the policies and institutions that work and do not work in this process."

Ricardo J. Caballero,

Massachusetts Institute of Technology

Tapa dura, 452 pp. Ch\$ 15.000, US\$40

MONETARY POLICY: RULES AND TRANSMISSION MECHANISMS

Norman Loayza y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.

"...This book is a must read for anyone interested in understanding the contribution of monetary policy to stability, growth and prosperity."

Sebastián Edwards,

University of California, Los Angeles

Tapa dura, 475 pp. Ch\$ 15.000, US\$40

INFLATION TARGETING: DESIGN, PERFORMANCE, CHALLENGES

Norman Loayza y Raimundo Soto, eds.

"This book provides a wide-ranging review of the state of knowledge in this area, including theoretical aspects as well as specific policy issues.... For anybody interested in monetary policy issues the reading of this book is a must!"

Francisco Rosende,

Pontificia Universidad Católica de Chile

Tapa dura, 650 pp. Ch\$ 15.000, US\$40

Instrucciones para los autores	Instructions to Authors
<p>Los artículos deberán ser escritos en inglés preferentemente o español y enviados en triplicado a los editores de <i>Estudios de Economía</i>.</p> <p>Los artículos seleccionados serán publicados en el idioma original. Los artículos deberán ser mecanografiados de un solo lado y escritos a doble espacio con márgenes amplios.</p> <ul style="list-style-type: none"> • La primera página debe incluir la siguiente información: el título del artículo (debe venir con letras minúsculas en inglés y español), nombre y filiación del autor o autores y un resumen de no más de 100 palabras. Incluya la clasificación del JEL y hasta 5 palabras claves que describan el artículo. • Las notas de pie de página deberán restringirse al mínimo posible en su cantidad y extensión, ser numeradas correlativamente y evitar incluir fórmulas matemáticas. • Las fórmulas matemáticas deberán ser numeradas en forma consecutiva. Cuando la derivación de una fórmula ha sido abreviada se deberá presentar en una hoja aparte la derivación del resultado, paso a paso. • Los cuadros y gráficos se presentarán en hoja aparte. Deberán ser numerados, incluir toda la información necesaria para su interpretación así como la fuente de datos. • Las referencias bibliográficas deben ser citadas en el texto como sigue: Hirshleifer (1958). Cuando 3 o más autores sean citados deberá hacerse de la siguiente manera: Judge <i>et al.</i> (1985). El autor es responsable de que exista una perfecta correspondencia entre el nombre y el año de referencia y las anotaciones de la bibliografía. • La bibliografía, en orden alfabético, debe listarse al final del artículo de acuerdo al siguiente patrón: Hirshleifer, J. (1958). "On the Theory of Optimal Investment Decisions", <i>Journal of Political Economy</i>, Vol. 56; 279-394. Judge, G., W. Griffiths, R. Carter, H. Lutkepohl y T. Lee. (1985). <i>The Theory and Practice of Econometrics</i>. 2ª edición. John Wiley. 	<p>Papers should be written in English preferably or Spanish, three copies of the original manuscript should be addressed to Editors of <i>Estudios de Economía</i>.</p> <p>The articles approved will be published in the original language. All submitted manuscripts should be typed on one side, with wide margins and double spaced.</p> <ul style="list-style-type: none"> • The first page must include the following information: paper title (should come with lowercase letter's), name, address and affiliation of the author(s) and a summary of no more than 100 words. Include the JEL classification and up to five keywords that describe your paper for indexing purposes. • Footnotes should be the fewest possible in quantity and extension. They must be numbered in serial order. Please avoid formulas in footnotes. • Equations should be numbered in consecutive order. When the derivation of a formula has been condensed, an additional page should be included with a full derivation. • Tables and graphs must be included in a different page. They should be numbered and should include all the information needed for interpretation as well as the data sources. • References should be quoted in the text as follows: Hirshleifer (1958). Where three or more authors are listed in the reference list, please cite in the text as: Judge <i>et al.</i> (1985). The author is responsible for the existence of a perfect correspondence between names and year of the reference and what appear in the section of references. • References should listed at the end of the paper alphabetically in the following style: Hirshleifer, J. (1958). "On the Theory of Optimal Investment Decisions", <i>Journal of Political Economy</i>, Vol. 56; 279-394. Judge, G., W. Griffiths, R. Carter, H. Lutkepohl and T. Lee. (1985). <i>The Theory and Practice of Econometrics</i>. 2nd edition. John Wiley.

