

**Banco Central
del Ecuador**



eISSN: 2697-3367

2021



**Cuestiones
Económicas**

Volumen 31 Número 2



**BANCO CENTRAL
DEL ECUADOR**





Tabla de contenidos

Implicaciones macroeconómicas de la pandemia de COVID-19: Un análisis de la producción académica temprana <i>Mario Ávila</i>	5
Tipo de cambio real en Ecuador: Descomposición y desalineamiento con el tipo de cambio real de equilibrio <i>Stephanie Espín Espinoza</i>	27
Tasa libre de riesgo ponderada y evaluación de riesgos de solvencia de las empresas de títulos de renta fija para el mercado bursátil ecuatoriano <i>Andrés Ojeda, Sebastián Jácome y Marcela Guachamín</i>	69
Demanda de crédito durante la cuarentena derivada del COVID-19 en Ecuador <i>Marcela Guachamín, Andrea Díaz y Carolina Guevara</i>	106
Convergencia desde el enfoque territorial: Caso de la región de Piura, Perú, periodo 2007-2019 <i>Marvin Suarez y Humberto Correa</i>	134



IMPLICACIONES MACROECONÓMICAS DE LA PANDEMIA DE COVID-19: UN ANÁLISIS DE LA PRODUCCIÓN ACADÉMICA TEMPRANA

*Mario Ávila^{*1}*

^{*}Universidad San Francisco de Quito - Escuela de Economía

Información

Recibido:

6 de abril de 2021

Aceptado:

10 de noviembre de 2021

Palabras clave:

Macroeconomía
Metodología económica
Modelización
macroeconómica
Modelización
epidemiológica
COVID-19

JEL:

B49, E60, E69, I19

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.1>

Resumen

Este artículo consiste en un estudio exhaustivo de literatura académica sobre Macroeconomía y COVID-19. Para este fin, se revisa treinta y cuatro artículos publicados por la Serie de Working Papers del National Bureau of Economic Research (NBER) de Estados Unidos durante los cuatro meses que siguieron al inicio de la pandemia (de mediados de marzo de 2020 hasta mediados de julio de 2020), bajo la categoría de “Efectos Macroeconómicos Agregados”. El presente análisis está principalmente enfocado en comprender la evolución conceptual que ha sido alimentada por la conciliación entre macroeconomía y epidemiología, y cómo ciertas herramientas del análisis macroeconómico contemporáneo han permitido construir una mejor comprensión del proceso epidemiológico y sus efectos sobre resultados macroeconómicos agregados. También se analiza algunas de las discusiones sobre políticas de contención óptima más importantes que han sido obtenidas de dicha evolución, en coherencia con las características metodológicas particulares incluidas por cada autor en su modelo, así como los hallazgos más relevantes obtenidos.

¹ORCID: 0000-0001-7339-0327.

Correo electrónico: mavila1@estud.usfq.edu.ec.

Copyright © 2021 Ávila. El autor conserva los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License.



MACROECONOMIC IMPLICATIONS OF THE COVID-19 PANDEMIC: AN ANALYSIS OF EARLY ACADEMIC PRODUCTION

*Mario Ávila^{*1}*

^{*}Universidad San Francisco de Quito - Escuela de Economía

Article Info

Received:

6th April 2021

Accepted:

10th November 2021

Keywords:

Macroeconomics
Economic methodology
Macroeconomic
modelling
Epidemiological
modelling
COVID-19

JEL:

B49, E60, E69, I19

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.1>

Abstract

This paper consists of a comprehensive literature survey on Macroeconomics and COVID-19. For this, I revise thirty-four papers published by the Working Paper Series of the National Bureau of Economic Research (NBER) of the United States during the four months that followed the pandemic's outbreak (from mid-March to mid-July 2020), under the Aggregate Macroeconomic Effects category. The present analysis is primarily focused on understanding the conceptual evolution that has been driven by the conciliation between macroeconomics and epidemiology, and how certain tools of contemporary macroeconomic analysis have helped at better understanding the epidemiological process and its effects over aggregate macroeconomic outcomes. I also analyze some of the most important optimal containment policy discussions that have been drawn from such evolution, in coherence with the particular methodological characteristics that each researcher included in their model, as well as the most relevant findings obtained.

¹ORCID: 0000-0001-7339-0327.

E-mail: mavilal@estud.usfq.edu.ec.

Copyright © 2021 Ávila. Authors retain the copyright of this article. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution Licence 4.0.

1. INTRODUCTION

The unfold of the COVID-19 pandemic has brought the worst economic crisis since the times of The Great Depression, more than 90 years ago (Gopinath, 2020). Ever since this disease reached *pandemic* status, the entire scientific community turned its attention into what became an evident threat for humanity. In the case of the economics discipline, these efforts have brought an extensive interest into trying to understand the several different faces of the crisis and identify where the consequences are prone to be seen, both at a micro and at a macro level; from the households', the firms', or the governments' perspective, and either in the short or the long run.

Noteworthy, there has been an intensive use of elements from epidemiology in a way that, combined with modern tools of macroeconomic theory, has provided important results defying the previous standard in epidemiological modelling. In this context, this paper responds the question of: What kind of conceptual evolution in the way a pandemic is understood has been provided by the combination of macroeconomic with epidemiological models, and what are some relevant results, both in economic and epidemiological terms, that may be provided by such a fusion?

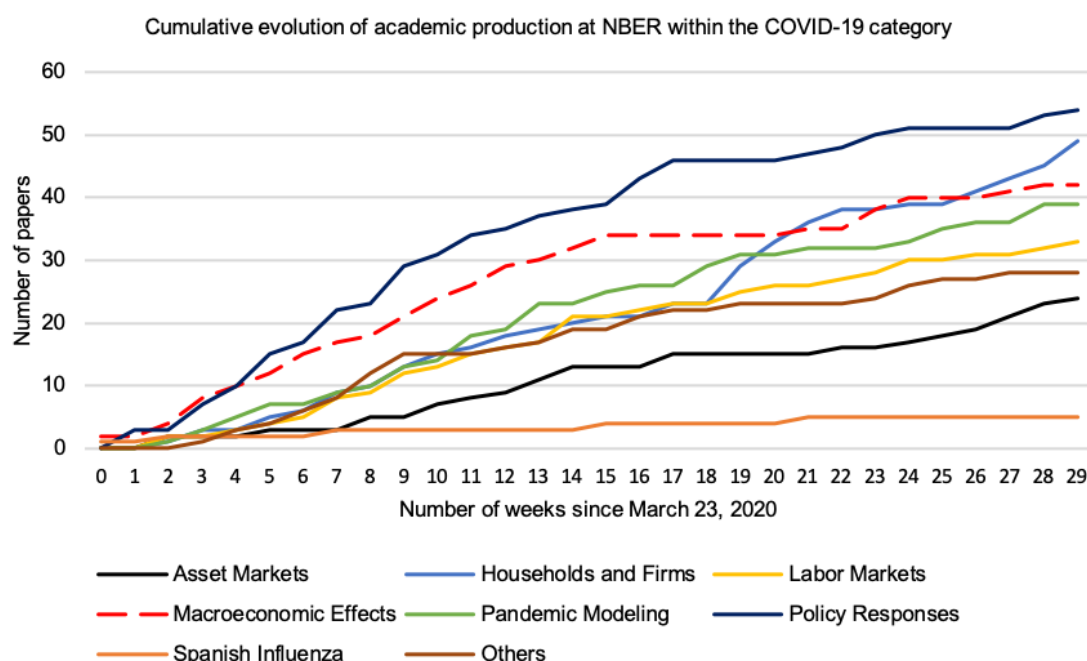
To answer the question posed, in this paper I perform a critical literature review focused on the main theoretical findings that early academic production brought into discussion on Macroeconomics and COVID-19. The totality of the referenced material has been taken from the National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper Series, published on a weekly basis, contained within the COVID-19 catalog. The published material was taken from series ranging from the week of March 23rd to the week of July 13th, for a total of sixteen weeks and 185 papers. The classification applied by NBER includes eight broad topics related to COVID-19. This review exclusively analyzes the production categorized under the "Macroeconomic Effects" label within the indicated period, for a total of 34 academic papers. This selection has been made considering the NBER catalog as a consistent and powerful sample of high quality, periodically published, economic research.

The academic production of COVID-related papers within the NBER series started on the third week of March 2020 and until October 12th, 2020, it followed an evolution as the one seen in Figure 1. The most investigated COVID-related topics included at NBER as of October 12th, 2020, were the *Policy Responses* to the pandemic, the effects of the pandemic for *Households and Firms* and the *Aggregate Macroeconomic Effects*. Once again, the focus of this paper is to analyze the production within the latter category. It is important to state, considering the fact that chapter 3 extensively analyzes the policy recommendations derived from the material involved, that the *Policy Responses* category has not been analyzed since the aim of this research is to synthesize the material that has specifically treated the evolution of macroeconomic estimations and modelling and, therefore, the policy recommendations that have been drawn from this particular approach.

The justification of this election relies on my belief that macroeconomic theory provides an integral perspective for the understanding of economic and social phenomena from an aggregate approach. This leads to concise forms of estimating the

diverse ways on which the pandemic and the consequences of its propagation affect aggregate social welfare, as represented by the macroeconomy. Complementary, I seek to identify some research gaps in this academic literature and propose potential paths for future research.

Figure 1.
Cumulative evolution of the NBER publications within the COVID-19 category until October 12th, 2020 (by topic)



Source: Elaborated by the author based on information available at NBER (NBER, 2020).

The paper is organized as follows: section 2 provides a synthesized generalization of the theoretical models applied in many of the papers studied in the form of a workhorse model. Section 3 contains an analysis of the main results drawn by the mentioned papers, while providing an insight into the optimal containment policy recommendations derived from such results from both a macroeconomic and epidemiological basis. Finally, section 4 provides some concluding remarks, including the identification of research gaps and important results drawn during the period of study, specially concerning the optimal policy dilemma.

2. A WORKHORSE MODEL

In this section, I provide a general idea of the common underlying theoretical structure implied by an important share of the referenced material. Most of the theoretical

works in the “Macroeconomic Effects” category consist of variations to the classical SIR Epidemiological Model proposed by Kermack and McKendrick (1927) incorporated within a typical Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) setting. The model specifically presented here has been inspired by the seminal work within the mentioned series (Eichenbaum, Rebelo, & Trabandt, The Macroeconomics of Epidemics, 2020) the models subsequently derived from such approach and presented in the literature cited at this paper.

While incorporating DSGE modelling within an SIR framework in coherence with the set of papers cited, the model I propose, unlike most of such papers, presents the epidemiological dynamic rates as constant through time and no explicit endogenous containment choice is drawn from the household’s decision. I have made this with the aim of guaranteeing clarity in the exposition. To give a general idea of the mechanisms in place, consider a simple version of the SIR model in which an infection propagates over a population whose size remains constant through time. I consider only three compartments in this model, so each individual can be in one of three possible states: susceptible, infected, or recovered. Formally, we have that $S_t + I_t + R_t = N$, and:

$$S_{t+1} = \psi(S_t, I_t, \beta) \quad (1)$$

$$I_{t+1} = \iota(I_t, S_t, \beta, \gamma) \quad (2)$$

$$R_{t+1} = \rho(R_t, I_t, \gamma) \quad (3)$$

This system of dynamic equations is drawn considering an economy composed by J bachelor households which, in the spirit of Aiyagari (1994), may hold diverse forms of heterogeneity. Notice that $\beta, \gamma \in [0, 1]$ are the infection and recovery rates, respectively, for the classic SIR model.

The decentralized macroeconomic model involves a dynamic optimization problem for the J bachelor households in the economy, perceiving utility from a single numeraire good defined as *consumption*, and from *leisure* (defined as $l_t = 1 - n_t$, such that the agent counts with one unit of time at each period t and n_t is defined as *labor*). The household solves one of the optimization problems denoted in equations (4), (5), and (6) below, conditional on belonging to one of the epidemiological states $m = \{s, i, r\}$. Therefore, conditional on being at a susceptible state (s), the household can consume and work but faces the probability β of becoming infected. Thus, a susceptible household solves (4). (Please notice the subscript $j \in J$ has been deliberately omitted in order to avoid abusing on notation):

$$\begin{aligned} V_t(a_t, \zeta_t, \dots, s) = & \max_{c_t, l_t, a_{t+1}} u(c_t, l_t) + \\ & \delta \mathbb{E}_t[\beta V_{t+1}(a_{t+1}, \zeta_t, \dots, i) + \dots + \beta V_{t+1}(a_{t+1}, \zeta_t, \dots, s)], \\ & s.t. \\ & c_t + a_{t+1} = \zeta_t(1 - l_t)w_t + (1 + r_t)a_t \end{aligned} \quad (4)$$

where $\delta \in [0,1]$ is the discount factor and ζ_t represents a pandemic-related exogenous shock in the households' labor income that is independent to the agents' epidemiological state.

Afterwards, the optimal control problem of each agent j , conditional on her epidemiological state, would lead to a system of difference equations relating consumption, assets, and labor.

Now, suppose a susceptible agent becomes infected. Then, as I have assumed the infected are not able to work, utility is defined only over consumption and that agent is forced to live off her savings. The only source of uncertainty for this household is how long it would take to recover. In the case of being infected, the agent faces the probability γ of being removed from the infected group (i.e., by recovering). Formally, the infected agent solves:

$$\begin{aligned} V_t(a_t, \dots, i) = \max_{c_t, a_{t+1}} & u(c_t) + \delta[\gamma V_{t+1}(a_{t+1}, \dots, r) + (1 - \gamma)V_{t+1}(a_{t+1}, \dots, i)] \\ & s. t. \\ & c_t + a_{t+1} = (1 + r_t)a_t \end{aligned} \quad (5)$$

The recovered population is assumed as belonging to the final possible stage (I assume there is no chance for reinfection) and so it does not face any probability of transition on the epidemiological state m (i.e., there is no epidemiological rate in the household's problem). Notice that such an agent returns to the working population. By this way, the problem faced by the recovered is:

$$\begin{aligned} V_t(a_t, \zeta_t, \dots, r) = \max_{c_t, l_t, a_{t+1}} & u(c_t, l_t) + \delta \mathbb{E}_t[V_{t+1}(a_{t+1}, \zeta_t, \dots, r)] \\ & s. t. \\ & c_t + a_{t+1} = \zeta_t(1 - l_t)w_t + (1 + r_t)a_t \end{aligned} \quad (6)$$

In this case, the agent faces no uncertainty with respect to possible changes regarding her epidemiological status. A solution to each of these problems, as previously stated for the susceptible, would lead to a system of equations portraying the dynamic structure of the agents' choice. Generally, straightforward analytical solutions will not be feasible in this environment.

On the production side of the economy, I assume that there is a representative firm that sells its output and hires inputs in competitive markets to maximize its profits. Formally, the firm solves:

$$\max_{k_t, n_t} \prod (n_t, k_t, w_t, r_t) \quad (7)$$

This problem leads to the demand for capital and labor at their correspondent market-determined prices: $k_t^*(r_t, w_t)$ and $n_t^*(w_t, r_t)$.

The general equilibrium in this family of models is included in Definition 1.1:

Definition 1.1.: General Equilibrium: *A general equilibrium occurs when, at every period t , conditions (4), (5), and (6) are met (households maximize their utility given their budget constraints), equation (7) holds (firms maximize their profits), and markets clear; that is, there exists a group of successions $\{c_t, l_t, k_t\}_{t=0}^{\infty}$ defined, respectively, as the optimal paths for the economy's aggregate consumption, labor, and capital; and of successions $\{w_t, r_t\}_{t=0}^{\infty}$ defined as the market prices at each period t .*

Dislike the model presented here, most of the papers in the literature implement an explicit containment plan for each household, affecting its consumption and labor activities as a way of avoiding getting infected and moving from state s to i . This plan may often be modelled as an endogenous choice of the household that eventually affects the infection rate that each particular household may face. However, such modelling has not been considered within this paper's approach in order to avoid unnecessary confusions.

An endogenous containment plan implies that the effective degree of exposure carried by the agent ultimately depends on individual choice. In theory, any rational and perfectly informed susceptible agent would choose a containment plan according to a series of factors associated with personal economic valuation of the trade-off implied at each moment t . For example, in a low exposure environment, the agent can minimize her risk of getting infected but faces the cost of undertaking other valuable activities that enable labor and consumption. This may translate into a function reflecting an optimal containment plan at each moment t given each household's preferences, that in the aggregate implicitly affects the general equilibrium. Different possible equilibria, both at the individual and the central planner's level may not actually be socially optimal. The optimal containment choice is rarely specified explicitly, but rather represents an abstraction about the way in which each agent faces this hazard.

Another common feature of the literature featuring models under a similar framework include extensions to the standard SIR model to account for other possible epidemiological states that a given agent may be in at some point (e.g., deceased state). Some further extensions to this general model (as have been applied to some of the referenced material) would be to consider firm heterogeneity and a strategic equilibrium being drawn by the agents' uncertainty. Yet another interesting generalization would be to try and draw on the network effects implied by the relations among the various different agents within the economy and the potential outcomes of such interdependent interactions (i.e., Akbarpour (2020)).

3. A LITERATURE SURVEY OF MACROECONOMICS AND COVID-19

This section provides an analysis of the scientific production published at the NBER Working Paper Series on the category of *Aggregate Macroeconomic Effects* from the group of papers related to COVID-19. This compilation includes material published four months after the pandemic's outbreak in the U.S. The start of this period matches what I have considered as the seminal publication within this group, Eichenbaum, Rebelo, and Trabandt's *The Macroeconomics of Epidemics* (2020).

Specifically, I analyze the main theoretical results provided by these various research papers in the light of the different methodologies that have been applied. Furthermore, I consider optimal containment policy recommendations derived from this research to be an extremely valuable element, as they are one of the most important links through which macroeconomics has been tied to epidemiology. Such recommendations emerge from theoretical structures that understand the epidemiological process in new, and different ways. A set of recommendations taken from estimations based on purely exogenous epidemiological models, as has been the case for policymaking in certain scenarios, will not be the same as the ones provided by models that consider factors from macroeconomic theory, such as endogenous choice, heterogeneous agents, information constraints, among others.

I start detailing the set of papers that I consider to be seminal works within this series, and then continue with the rest of the material, ordered according to their most general thematic characteristics.

3.1. Seminal Works

An early example of the treatment of SIR modeling at an economic scheme was brought via Atkeson's (2020) presentation of an exogenous SIR process, which aimed at serving as a brief introductory guide for economists to the standard epidemiological model and its potential extensions. A similar perspective was taken by Pindyck (2020), who analyzed the broad insights of a simple SIRD model in terms of general, potential policy design and welfare implications. Both early approaches, however, relied on the implicit assumption that economic choices and the pandemic's containment decisions were rather independent from each other.

The seminal treatment of the epidemiological process within a macroeconomic model (that is, within a single theoretical structure) was presented by *The Macroeconomics of Epidemics* (Eichenbaum, Rebelo, & Trabandt, *The Macroeconomics of Epidemics*, 2020) in early March 2020. This publication set the precedent for endogenous modelling of the pandemic's evolution within a macroeconomic environment. It did so by considering the households' optimal choice of consumption and labor simultaneously with the containment measures in a way that both kind of variables (economic and epidemiological) were interdependent and controlling for the probability of treatment and vaccine development, as well as medical preparedness. This

allowed the provision of multiple extensions to the basic problem where labor and consumption decisions of the different epidemiological agents played key roles in the economy. Under their benchmark formulation, the authors estimated alternative possible effects considering the potential of different policies, ranging from a 7 % (with no containment measures) to a 22 % contraction (under optimal containment) of consumption in the first year. Such an optimal containment policy scenario implies saving about half a million lives (p. 5).

In the next few months that followed, Eichenbaum, Rebelo, and Trabandt provided a bi-dimensional extension to their basic model in order to explain the positive comovement observed between consumption and investment during the pandemic's crisis (Epidemics in the Neoclassical and New Keynesian Models, 2020). In the first case, they extended the standard neoclassical model previously presented as their seminal work in order to account for monopolistic structures. In this case, they found that recessive comovement among consumption and investment is able to be explained within the neoclassical framework only when accounting for such monopolistic competition. This is because of the differential trade-off that both labor and consumption activities that are defined as risky in terms of contagion exposure, have over the recessive outcomes when accounting for the real wage contraction implied by monopolies as compared to perfect competition: "A lower wage means that the compensation to a worker for being exposed to the virus is lower" (p. 2). This is argued to be causal mechanism that leads to a sharper decline in labor supply compared to the decline in consumption, that subsequently induces the attained comovement between consumption and investment. This happens in opposition to the seminal model, where the contraction in consumption outweighed the labor supply shift. On the other hand, the New Keynesian model extension with sticky prices, while also explaining the comovement, induces a marginally deeper recession explained by the model's tendency to "exacerbate negative demand shifts" while minimizing the effects of negative shifts over supply. The authors remark on the need to keep on accounting for other factors, such as financial frictions, in order to further improve the SIR-Macro model.

3.2. Centralized vs. Decentralized Containment Policies, Market Imperfectness, and the Role of Information

A frequently cited concern among diverse authors in the literature is the efficiency difference that a centralized containment policy poses with respect to a decentralized strategy, in terms of the externalities implied by imperfect information and differential levels of subjective life-valuation and risk aversion. Álvarez, Argente, and Lippi (2020) estimate a centralized containment solution in an endogenous SIR environment. In this model, the central planner seeks to simultaneously minimize fatalities and the aggregate economic costs associated with achieving that first goal. In their baseline simulation, they estimate an 8 % yearly GDP contraction under lockdown policies. Interestingly, fixing a fatality rate at a 1 % (theoretically never

letting a healthcare system collapse) leads to an optimal policy that converges to zero lockdown.

Guerrieri, Lorenzoni, Straub, and Werning (2020) consider the possibility of “Keynesian supply shocks” (that is, aggregate demand shortages caused by negative supply shocks), under the context of imperfect markets and multiple sectors. They show that the effect induced by the aggregate supply shock over labor could be so large that it may ultimately generate an aggregate demand contraction that comparatively overpasses the magnitude of the initial supply shock. By doing so, they neglect the efficacy of expansionary fiscal policy amid the pandemic, and rather aim at a reduction in payroll taxes. Furthermore, the authors claim the need for monetary mechanisms focused on lowering debt obligations for firms, while strengthening certain social insurance mechanisms. Complementary, they remark on an optimal policy consisting of “closing down contact-intense sectors and insurance payments to affected workers” (p. 5).

Bethune and Korinek (2020) estimate the aggregate social cost posed by the agents not internalizing the effect of their behavior amid the pandemic. They find that the marginal valuation agents hold regarding an infection is just about a third of the actual social cost associated to it. This leads them to study the different outcomes that a real economy with imperfect information and the limited role of a central planner may ultimately suffer with respect to a theoretical state where policy designs may be rigorously treated among different population groups. They consider imperfect and incomplete information at the policymaking level to study the contrast of its associated solution with a decentralized scheme, implying that the pandemic is impossible to fully overcome until herd immunity is achieved.

Chang and Velasco (2020) face a similar problem given certain information constraints among differentiated actors from the perspective of Pareto optimality. They argue that an economic transfers policy should not only be an incentive for individuals to contribute to the virus’ containment, but it should also make it feasible for agents to expect that other agents will follow the optimal policy’s measures. This argument, while providing evidence in support for expansionary policies at the peak of the epidemic, may imply that an optimal policy would actually reduce the aggregate fiscal cost associated to the containment.

They argue, as well, that a decentralized containment strategy would lead to a suboptimal solution (due to the externalities each agent creates over others via their decisions and their choices’ incidence over the pandemic’s transmission). Actually, there may be a suboptimal level of risk-aversion behavior under which the extensive existence of locked-down workers may be excessive, causing that “having one more person go to work could in fact reduce the share of infected people in the workforce, and therefore cut back on the risk of infection” (Chang & Velasco, p. 2). These authors included in their discussion what eventually became a central debate topic among researchers: first, if whether there is an effective (linear) trade-off between health and economic outcomes, and second, if optimal testing policies should be massive or not. Chang and Velasco imply a “no” response to the first question but a “yes” to

the latter. Furthermore, this approach remarks the fundamental role that information imperfection plays in the aggregate, even during processes of contagion.

3.3. Further Forms of Agents' Heterogeneity, Network Effects, and Targeted Policies.

Further applications of models based on heterogeneous agents provide important insights into diverse factors such as the labor market dynamics amid the pandemic. Gregory, Menzio, and Wiczer (2020) consider diverse worker types whose heterogeneity is determined ex-ante according to their productivity level and labor stability conditions. They subsequently simulate the pandemic shock as faced by the workers, given the implied costs to the firm. Using U.S. data for providing a long-run estimation, they argue that recessive consequences via unemployment are expected to follow an "L-shape". These results imply up to 35 % of workers would permanently terminate their contractual relationship with workers in the low productivity range taking some years to re-establish stable labor contracts (simulated with a 3-month lockdown which marginally decreases in time thereafter).

Another methodological extension to the modeling of the epidemiological process and its consequences in a macroeconomic context consists of the use of models with an implied network scheme. Such applications have provided yet more results that are important to consider.

Baqae and Farhi (2020) base their research on a disaggregated macro model that allows for diverse factors and economic sectors, as well as input-output interdependent relationships in elasticities of substitution and downward nominal wage rigidities. They simulate a network effect that implies the negative shocks get dispersed across sectors in productive relations of dependence. Negative shocks (both at the side of demand and of supply) are simulated in order to estimate effects over output, inflation, and unemployment, and to propose subsequent policy recommendations. Negative supply shocks are found to be stagflationary and negative intertemporal demand shocks are found to be deflationary.

By calibrating the model to the U.S. data, it is found that both demand and supply shocks are simultaneously needed to explain the real phenomenon, by jointly creating an impact of inter-dependence among sectors. They also study differences within labor markets among those which are supply-constrained ("tight") and those demand-constrained ("slack"). Both market types are later modelled as endogenously affecting the scope of the shock via credit constraints (and acting as negative multipliers). In this way, the authors assert the fact that regular, untargeted economic policy amid the pandemic would be considerably more inefficient than at regular times (Baqae & Farhi, Supply and Demand in Disaggregated Keynesian Economies with an Application to the COVID-19 crisis). Furthermore, they expand this modeling approach (Baqae & Farhi, Nonlinear Production Networks with an Application to the COVID-19 Crisis, 2020) in order to account for the effect that heterogeneity plays over recessive supply outcomes when consumption and production phenomena are explained as structured, non-linear, networks of systematic co-dependence.

When considering these conditions, the shocks amplification range from between a 10 % to 100 % (as attributed to nonlinearities) of the initial shock, depending on the calibration settings.

Akbarpour, et al. (2020) build a network model based on agents who differ by age, industry, and location, and whose interaction mechanisms boil down to contact matrices built for specific spatiotemporal characteristics from where a sub-graph of counterfactuals is drawn for each alternative containment policy. The data is taken from various, real-activity sources and considered within an expansion to the standard epidemiological model designed to control for exposed and deceased individuals, as well as some subsets to the infected and recovered groups (namely, a “ θ – SEIIRRD Model”). Their research subsequently rests on finding dynamic successions of optimal containment policies given certain situations, as based on what real data can tell from an expanded and endogenous version of the epidemiological model. They find that geographical locations that were hit early and strongly by the pandemic are less likely to suffer a strong contagion growth after measures are relaxed (as estimated in June 2020). Concerning optimal policy, they argue for measures such as alternated schedules at work and school as ways of, not only reducing cumulative deaths (40 % in Chicago and 17 % in New York) but also reducing expected unemployment against other alternatives.

In this way, Akbarpour, et al. (2020) remark once again a crucial element common to many papers: the need for targeted containment policies. This is, certainly, something that became quantitatively approachable under the novel framework provided by macroeconomics, and particularly, the seminal paper within this research. In this manner, Baqaee, Farhi, Mina, and Stock (Reopening Scenarios, 2020), expanded the standard SIR model to consider the exposed, the quarantined and those that die (SEIQRD model) and classify each group as a vector containing five different age groups that among the population may be within a certain epidemiological category at a given time. They combine this with a sectorial economics model and build a GDP-to-Risk index by sector in order to measure the marginal impact of each additional worker (for a certain sector) on GDP.

The authors subsequently study optimal policies concerning back-to-work policies and Nonpharmaceutical Interventions (NPIs) (for example, the allowance for regular consumption activities). They find three main results. First, that age-based, back-to-work policies have little impact over death reduction but rather significantly impact economic recovery. Second, that a deregularized “back to normal” policy potentially leads to a strong resurgence in cases. Third, that strong testing, tracing, and quarantine policies are efficient at leading economic recovery (conditional on the previous recommendations holding). They reinforce that “smart” reopening plans (mostly age-based targeted policies) by the labor side, “can lead to modest but worthwhile improvements in economic and/or public health metrics” (Baqaee, Farhi, Mina, & Stock, p. 3).

Rampini (2020) worked on other variations to the workhorse model. He studied economic and containment outcomes by expanding the diversity of the groups’ characteristics, namely by age groups and workforce characteristics. Sequential lifting

is promoted in coherence with age differences. As the young get back to work (to avoid a more severe economic contraction), the healthcare system is alleviated, being allowed to develop more capacity and potential treatments by the time the elder are slowly allowed back to normal. Remarkably, mortality is reduced because by the time that the elder are allowed back to work, the level of contagion is expected to have been significantly reduced. Rampini's baseline specification for containment policy, implies mortality is reduced by 40 %, while peak load hospitalizations, by 75 %, and critical care demand by approximately 80 %. Noteworthy, "herd immunity is achieved with a lower fraction of the population ever infected" (Rampini, p. 3).

3.4. Welfare Implications, a Controversial Trade-Off, and Other Extensions.

As discussed with externalities, a crucial factor in this context is the diversity of preferences and relative trade-offs faced by different agents when contrasting economic activities with certain degrees of containment. This is what, at the policy level, Glover, Heathcote, Krueger, and Ríos-Rull (2020) call "distributional effects" of the welfare compensation mechanisms to be considered. Noteworthy, they consider heterogeneity, besides by age, in terms of economic sectors (luxury and non-luxury) and by state of health. The central planner's problem is to optimally choose both the fraction of economic activity in the luxury sector that is to be shut down, and the level of income that is to be redistributed from those who are enabled to work to those who are not. Due to the cost associated to redistribution, there is a trade-off between distributive and mitigation costs. The optimal policy varies depending on the age group of the population at whom the planner gives its relative priority. Preferences for extensive mitigation policies among distributional groups are deepened proportionally to the certainty of a vaccine being available in the near future.

Life-valuation mechanisms are another recurrent concern among some researchers. As an example, Hall, Jones, and Klenow (2020) propose a life valuation model integrated into the household problem so that they can estimate a certain level of yearly consumption that a utilitarian agent would give up avoiding dying by COVID-19. The life valuation metric applied is weighted by life expectancy and the pandemic's death rate so that it portrays the "price of annual consumption". Considering the preferences' properties, it is found that such sacrifice would consist of a 41 % decrease in yearly consumption for a conservative estimation of the death rate, and of 28 % for an untightened one.

Until a certain moment, most authors (as in the seminal paper) had implied an evident trade-off between the pandemic's containment efforts and the economy (excluding Chang and Velasco). However, the results of other authors seriously put into doubt this intuition and the nature of such relation. Aum, Lee, and Shin (2020) question this dichotomy from the perspective of the policymaker's various tools as simulated for both South Korea and the U.K. It is found that workers in low-skilled jobs, despite suffering more from the pandemic shock, simultaneously benefit more from "virus visas" awarded for recovered people to get back to work. This implies an optimal testing policy should prioritize low-skill workers. A fundamental implication

from this research is that lockdown measures that are lifted too soon lead to a certain threshold of infection at which further countermeasures may lose potential efficacy at tackling the pandemic. Furthermore, certain containment policies regarded as “too mild” applied to minimize the economic crisis, may actually turn out to produce worse recessive effects than in a scenario with initial tighter policies (as suggested by the simulations applied for the U.K. case).

A similar finding is provided by Acemoglu, Chernozhukov, Werning, and Whinston (2020) when considering differences among agents in terms of infection, hospitalization, and fatality rates (via age groups). They establish important differences among standard uniform containment policies versus policies that differentially target individuals by risk groups, while providing a specific trade-off calculation for the U.S. by stating, for example, that a mortality rate target below 0.2 % for the adult population will necessarily demand a full or partial lockdown for at least a year and a half, leading to a GDP yearly contraction of a 38 % (a safety-focused objective). If the goal were economic (keeping a yearly contraction at less than a 10 %) the consequences would imply a mortality rate over 1 % (an economy-focused policy). With these results, they make the case once again for targeted policy implementation.

Furthermore, Acemoglu et al (2020) find that such policies follow a V-shaped trade-off relationship among output loss and deaths. This implies that in a scenario with poor spread control, not only that deaths rise, but there is an important output loss as well. An important conclusion is that “the trade-off between lives lost and economic damages improves substantially with targeted policies” (Acemoglu, Chernozhukov, Werning, & Whinston, p. 45). These findings provide yet another critical perspective to the trade-off debate and proves that evaluating policies explicitly derived from a differential focus, may significantly improve the efficiency of tackling the pandemic.

Besides household heterogeneity and the differences posed by simple epidemiological groups, some further modeling extensions involve considering different groups within each epidemiological category. As an example, Chari, Kirpalani, and Phelan (2020) consider subgroups within the infected individual’s category and determine the virus’ transmission via an exogenous activity-specific probability determined by the differential basis of certain economic activities (production and consumption). Testing technology is applied based on an imperfect signal about the state of the infected, and optimal containment policy is estimated by specifically targeting different population sets, leading to a comparison of the welfare gains within such approach. The welfare gains estimated from optimal containment policies will vary upon the acuteness of the signals the central planner receives, the actual capacity of testing, and the effective rate of isolation among individuals given the targeted policy.

As included in Eichenbaum, Rebelo, and Trabandt’s second approach (2020), factors considered by some authors are the comparative consequences posed by the pandemic in the context of a New Keynesian environment (so that other theoretical elements can be considered). Auerbach, Gorodnichenko, and Murphy (2020) consider the dynamic heterogeneity structure of both households and firms (in terms of income

and costs' structure, respectively) from a “negligible-marginal-cost framework” (p. 1) (NMC) aiming at comparatively addressing the effects of fiscal policy against standard New Keynesian approaches. Under the framework drawn, the authors find that inequality harms the recovery effects, that is, the lower the share of wealth that the bottom percentiles of the income distribution possess, the less marginally efficient the households' transfers are. Furthermore, they find that more inequality may contract output in both present and future states of the economy. Also, the recessive (restriction) multiplier of firm exits in this context would be significantly large and proportional to the firms' capital cost rigidity and profitability.

3.5. Financial, Cross-Country, and International Frameworks

There has been some focus on the role of international financial institutions for achieving economic stability. Céspedes, Chang, and Velasco (2020) develop a minimalist macroeconomic model from the perspective of credit constraints. The situation is modelled, first, as a productivity crisis dependent on a certain threshold determined by labor allowances, and second, as an imperfection in credit markets where lenders are uncertain about repayment. Both factors interact in what the authors quote as an “unemployment and asset price deflation doom loop” (p. 2) which works as a negative multiplier, upon which they justify their call for unconventional economic policy. For instance, they propose mechanisms such as “helicopter drops” of liquid assets, wage subsidies, loan guarantees, and equity injections to match the uncertainty among lenders and the firms' demand for credit. The authors remark upon the importance of government control in order to generate adequate incentives, as well as the need for multilateral institutions to provide suitable conditions among developing nations.

A similar effect is implied by Arellano, Bai, and Mihalache (2020) when studying the epidemiological process within the framework of the sovereign debt situation in emerging markets. The point is that an initial default risk increases the social cost of the containment measures by limiting fiscal capacity when facing the crisis. Despite not explicitly modelling it, the authors consider the agents' externalities, via a central planner that considers agents not internalizing their behavior leading to sovereign debt crises. They find that while some policies aimed at containing the pandemic's effects (mostly transfers) may improve certain aggregate outcomes, they could simultaneously fuel a sovereign debt crisis, potentially leading to further constraints on the fiscal capacity needed to face the health hazard, subsequently demanding an easing of the containment measures, further deepening the crisis. Estimations for emerging markets imply an optimal lockdown policy that would reduce the total death toll by half but imply an output contraction on present value of 19 % and a crisis of debt lasting up to 43 months with defaults (p. 2). The authors insist on the importance of sovereign debt relief programs aimed at providing stability to these economies, finding a program costing a 10 % of output to the lender, would mean a welfare gain of 14 % of output to the borrower nation involved (Arellano, Bai, & Mihalache, p. 2).

The concern about the differential effects faced by emerging economies arises again in Alfaro, Becerra, and Eslava's work (2020) when considering the labor market consequences of the pandemic in the context of an economy full of labor informality and small-sized firms as in Colombia (a proxy for many countries in the Latin American region) and comparatively contrasting its implications to the U.S. scenario. They collect empirical data related to employment and the size of firms across industries and construct a model that estimates the mechanisms of recovery potentially available for such economic agents given their heterogeneous characteristics. They find that a wide proportion of jobs, because they belong to the informal sector or to small-sized firms, are more at risk of failing given the pandemic shock, but they are paradoxically more likely to quickly recuperate because of the lower costs associated with those firms (an implication quite aligned to the findings by Auerbach, et al.). It is found that up to 56 % of jobs and 43 % of "aggregate value added" face a strong risk as the series of shocks associated with the pandemic hit (corresponding, respectively, to a 33 % and a 30 % fall under the case of Colombian data fitted to a U.S.-like job market structure). As the situation improves, the Colombian case registers just 20 % of jobs at risk compared to the baseline amid an informality-based recovery, "while under the U.S. distribution (...) risk would remain at 40 % in the initial recovery phase" (p. 2) (keeping labor market rigidities as in Colombia).

Alon, Kim, Lagakos, and VanVuren (2020) further expand the workhorse model by considering an economy with the average characteristics of those nations at the top quartile of world income distribution and those that fall in the bottom quartile. They consider structural differences, modeling the broad fiscal constraints, labor informality, lower median age, and healthcare system's deficiencies among developing nations. By making the distinctions between the two country groups, they find differences in the way policies work, and subsequently, how the crisis should be optimally managed at each specific scenario. They find that generalized containment measures are much less efficient in developing nations than in developed nations and argue for a lockdown policy focused on the older population in developing countries (p. 32). These cross-country differences are mostly explained, among other factors, by the age structure of each group of nations, as well as by the labor markets conditions. Thus, these findings highlight the importance, once again, and in this particular case, among developing nations, of carrying out age-targeted policies (especially lockdown and transfers measures).

Another approach to understanding the impact of credit constraints implied by the crisis is modeled by Sims and Wu (2020) via the alternatives faced by the Federal Reserve of the U.S. of allocating capital through quantitative easing policies directed at firms in the financial markets or doing so via non-financial firms in the real economy. They model financial firms as leverage-constrained (binding during both the 2007-2009 Great Recession and the COVID-19 recession) and conventional firms as facing liquidity constraints generated by the consumption and labor crisis (only binding in the COVID case). The pandemic is modeled as a series of shocks to the firm's activities. They find that during this particular crisis, the reactivation

measures fueled via the support to non-financial institutions are considerably more efficient compared to a “Wall Street QE” and ultimately led to an aggregate demand expansion. The logic behind this is that a policy aimed at financial firms, despite loosening the constraint and allowing for more debt transactions, does not tackle the restrictions of agents raised by the cash flow constraint faced by regular firms (which is of itself endogenously modelled as part of the pandemic’s shock). From the other angle, the “Main Street QE” policy provides a loosening of the liquidity constraint, allowing for more investment, and helping the real economy as well.

3.6. Empirical Approaches

Some other research papers consist mostly of empirical strategies of identification. Overall, these approaches rely on applying or expanding certain econometric models to fit COVID-19 data and critically assess the situation derived from it, mostly in economic terms. Some important elements within this set of papers are the evaluation of counterfactual scenarios amid the crisis, as carried out by Mulligan (2020) or, in the case of the work of Benmelech and Tzur-Ilan (2020), or Ludvigson, Ma, and Ng (2020), a search for causal economic explanations in the context of a pandemic (even on a very-long run context as with Jordà, Singh, and Taylor (2020). Noteworthy there is a remark on the need for real-time indicators, as in the research by Lewis, Mertens, and Stock (2020) and Diebold (2020), for taking into account uncertainty measures, as at the work of Baker, Bloom, Davis, and Terry (2020); or for considering both, as in the paper by Altig, et al (2020). Given the current paper is focused on analyzing the intersection of COVID-19 and macroeconomics from a theoretical modelling approach, I will not analyze the results provided by the authors previously mentioned, as they base their research on rather empirical-econometric contributions.

Nonetheless, there is one paper within this group whose consequences I consider particularly relevant to the discussion on containment policy. Goolsbee and Syverson (2020) collected county-level, cellphone “foot traffic” data from 2.25 million businesses across the U.S. They controlled the data for sectors that were legally mandated to shut down and compared it to the ones which were not (i.e., “essential businesses”). They analyzed the differential effects over consumption activities exactly during the weeks that restrictions were imposed, so that they may account for the role of legally imposed containment measures, comparatively to those effects explained by individual choice (on social distancing and voluntary behavioral change). When asking to what extent the recessive effects due to consumption were explained by legal restrictions (containment policies), they found that they account for just a small share on the behavioral change associated to consumption habits. Total foot traffic data registered amid the early imposition of lockdown measures showed that while total traffic contracted at more than 60 %, only 7 % of it is explained by legal impositions. This result poses important implications at the policy level: if the dynamics of economic activity are actually explained by personal choice mostly, how effective at changing outcomes may any containment policy, or relaxation of the same, really be at all?

4. CONCLUSIONS

This paper has provided an analysis of the evolution experienced by macroeconomic theory in modelling the epidemiological process implied by the COVID-19 pandemic simultaneously to aggregate macroeconomic dynamics. It has been found that some fundamental tools of contemporary macroeconomics, particularly heterogeneous agents, and endogenous choice in a stochastic dynamic setting, proved to be crucial at better understanding, not only the macroeconomic effects of the pandemic, but the epidemiological process itself, while proposing refined policy recommendations. The results are contingent on the degree of scaling complexity in the models' underlying theoretical structure which increased with the ever-growing peer-learning process that the analyzed material proved to have been gone through, the process itself showing to be of high importance. This suggests that the development of economic theory relies on constantly finding mechanisms for methodological improvement in the way complex aggregate socioeconomic phenomena are described. Furthermore, and as is the case here with epidemiology, economists have applied economic tools to the study of epidemiological themes, integrating the two approaches within a single framework. The basis for such conciliation within this paper's context appears via the various uses and extensions provided by the SIR model.

The seminal work within this series introduced macroeconomic and epidemiological modelling within a single theoretical framework. The subsequent academic production in the field of macroeconomics and COVID-19 is extensively based on such approach, leaving exogenous, purely epidemiological modelling, behind. Among the studied material, there are some key recurrent interest factors among some researchers that are worth pointing out. In particular, there is an important interest in finding out the best possible optimal containment policies for certain scenarios. In this context, the information issues associated to the centralized versus decentralized solutions remain latent in coherence with the accounting of other forms of asymmetries and market imperfections.

At the specific level of policy analysis, despite the heterogeneity of the findings given the diversity of approaches and the specific moments at when any specific piece of research was published, there are some general, crucial conclusions, to be drawn from the cited material. First, there are relevant findings arguing for the need for nations to keep a differential approach within their population and with respect to other nations, with regards to the economic recovery measures and the pandemic containment policies required. This is because firms, households, governments, healthcare supply, and labor market features are fundamentally different and locally heterogeneous, that is, dependent on structural variables relative to each country's characteristics. Additionally, there does not seem to exist an absolute trade-off, or at least not a linear one, between the health of the economy and the pandemic's containment. As implied by multiple authors, it may be the case that extremely loose containment measures may ultimately lead to worsened economic consequences (Aum, Lee, & Shin, 2020).

In the months following the seminal work within this series, yet other methodologically diverse approaches were introduced within an epidemiological environment, including network effects, Neo Keynesian environments, and multi-compartment extensions to the standard SIR model. Some other forms of agents' heterogeneity, not only regarding households but also firms and entire simulated economies (e.g., Alfaro, Becerra, & Eslava (2020)) were implemented. These further expansions fueled yet some other important findings; the idea that individuals often do not fully internalize their active role as endogenous pandemic-driver agents makes their containment plans sub-optimal. Specifically, their "containment plan", even if aimed at so, is hardly ever really optimal in a decentralized equilibrium because of the externalities implied by other agents (however, a centralized equilibrium still poses important issues, mostly related to information constraints as previous authors had already implied). Yet other latent topics covered on a rather marginal basis among the studied material include life-valuation methodologies, analysis of welfare variations, and inequality (e.g., Auerbach, Gorodnichenko, & Murphy (2020)).

There is a share of the cited papers that report interesting findings on other topics such as sovereign debt, the role of key financial institutions, and cross-country differences implied by the pandemic's consequence (e.g., Alon, Kim, Lagakos, & VanVuren (2020)). Interestingly, among the studied material, there is relatively smaller share of rather empirically-intensive approaches (in the use of econometric methods). However, some of these provide important insights underlying the data. In particular, it may be the case, as implied by Goolsbee and Syverson (2020), that the containment outcomes may ultimately depend, to a very large extent, on voluntary behavioral choice, even in the presence of legally enforced measures. This particular finding, combined with the controversial "health vs. economy" tradeoff, and the information issues at the centralized vs. decentralized discussion, pose severe doubts over optimal containment policies and their effectiveness.

The COVID-19 crisis fueled an unprecedented number of academic publications in economics coming out on a periodical basis, and so the four months that I covered do not fully contemplate the further conceptual transformation that the analysis of the Macroeconomics of COVID-19 may still keep on providing during the next months with regards to epidemiological and economic modelling. That is, given the rather limited number of papers I studied compared to the potential size of existing literature on the macroeconomics of COVID-19, I could hardly even address concise limitations to this survey other than the very awareness of such incompleteness, given that the entire universe of papers on this category is hardly likely to be fully addressed. Furthermore, some other valuable material regarding the modelling of the pandemic as based on tools from modern economics may have escaped my analysis as by design I chose to focus exclusively on the direct relationship of the pandemic with macroeconomics, taking a single source (NBER Working Paper Series).

This rapid growth of research is coherent with the divergent recessive estimations that at some point certain authors posed, as the development of real-time research evolves according to the actual process carried out by the pandemic. That

is, some numerical previsions attained by the authors cited may result outdated just some months after its publication.

Despite the constrained delimitation of the papers involved, there are some important research gaps that may in fact be inferable from the cited material and that may potentially constitute important extensions to the already existent research on macroeconomics and COVID-19. Some important gaps to consider are the longer-run effects of the pandemic for income distribution or human development indicators. Another clear avenue for future research is that of investigating financial markets' outcomes amid the pandemic and the effects and consequences of public finance structures in a macroeconomic context. In addition, I believe that it would be very useful to further estimate differential policy outcomes for emerging economies considering their specific heterogeneous structure (Alfaro, Becerra, & Eslava, 2020). In terms of methodology, I believe that there is still an important tendency to base macroeconomic modelling in terms of a DSGE environment. While this has undeniably proved to be fruitful, a further integration of other methodologies and a clear contrast of possible differential findings (e.g., with Neo Keynesian approaches) would be of great value.

The material analyzed and contrasted, both in terms of topics treated, methodologies applied, and findings attained, suggest that an important conceptual evolution occurred with regards to the way some macroeconomic researchers understood an epidemiological process. This led to a change in the very way an epidemic was modelled by macroeconomists. Early approaches soon progressed into sophisticated models that learned to integrate macroeconomic and epidemiological phenomena under a single theoretical structure leading to important implications at the economic and public health policy level. The extent to which such findings eventually influenced epidemiologists and policy makers (both in the economic and public health spheres) is yet to be addressed. A further dig on this query would undeniably provide important insights on the real impact economists attain at the public realm, particularly in times of crisis.

Finally, I consider that a deeper comprehension of this conceptual transformation and its possible methodological implications should undeniably be accompanied by a rigorous epistemological analysis that may find it useful to study the foundations of such concerns from the philosophy of economics.

BIBLIOGRAPHY

- Acemoglu, D., Chernozhukov, V., Werning, I., & Whinston, M. (2020). *Optimal Targeted Lockdowns in a Multi-Group SIR Model*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27102>
- Aiyagari, S. R. (1994). Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving. *The Quarterly Journal of Economics*, 659-684.

- Akbarpour, M., Cook, C., Marzuoli, A., Mongey, S., Nagaraj, A., Saccarola, M., . . . Yang, H. (2020). *Socioeconomic Network Heterogeneity and Pandemic Policy Response*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27374>
- Alfaro, L., Becerra, O., & Eslava, M. (2020). *EMEs and COVID-19: Shutting Down in a World of Informal and Tiny Firms*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27360>
- Alon, T., Kim, M., Lagakos, D., & VanVuren, M. (2020). *How Should Policy Responses to the COVID-19 Pandemic Differ in the Developing World?* NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27273>
- Altig, D., Baker, S., Barrero, J., Bloom, N., Bunn, P., Chen, S., . . . Thwaites, G. (2020). *Economic Uncertainty Before and During the COVID-19 Pandemic*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27418>
- Álvarez, F. E., Argente, D., & Lippi, F. (2020). *A Simple Planning Problem for COVID-19 Lockdown*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w26981>
- Arellano, C., Bai, Y., & Mihalache, G. (2020). *Deadly Debt Crises: COVID-19 in Emerging Markets*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27275>
- Atkeson, A. (2020). *What Will Be the Economic Impact of COVID-19 in the US?* NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w26867>
- Auerbach, A., Gorodnichenko, Y., & Murphy, D. (2020). *Inequality, Fiscal Policy and COVID19 Restrictions in a Demand-Determined Economy*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27366>
- Aum, S., Lee, S., & Shin, Y. (2020). *Inequality of Fear and Self-Quarantine: Is There a Trade-off between GDP and Public Health?* NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27100>
- Baker, S., Bloom, N., Davis, S., & Terry, S. (2020). *COVID-Induced Economic Uncertainty*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w26983>
- Baqaee, D., & Farhi, E. (2020). *Nonlinear Production Networks with an Application to the Covid-19 Crisis*. Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27281>
- Baqaee, D., & Farhi, E. (2020). *Supply and Demand in Disaggregated Keynesian Economies with an Application to the Covid-19 crisis*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27152>
- Baqaee, D., Farhi, E., Mina, M., & Stock, J. (2020). *Reopening Scenarios*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27244>
- Benmelech, E., & Tzur-Ilan, N. (2020). *The Determinants of Fiscal and Monetary Policies During the Covid-19 Crisis*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27461>
- Bethune, Z., & Korinek, A. (2020). *Covid-19 Infection Externalities: Trading Off Lives vs. Livelihoods*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27009>
- Céspedes, L., Chang, R., & Velasco, A. (2020). *The Macroeconomics of a Pandemic: A Minimalist Model*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27228>
- Chang, R., & Velasco, A. (2020). *Economic Policy Incentives to Preserve Lives and Livelihoods*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27020>

- Chari, V., Kirpalani, R., & Phelan, C. (2020). *The Hammer and the Scalpel: On the Economics of Indiscriminate versus Targeted Isolation Policies during Pandemics*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27232>
- Diebold, F. (2020). *Real-Time Real Economic Activity: Exiting the Great Recession and Entering the Pandemic Recession*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27482>
- Eichenbaum, M., Rebelo, S., & Trabandt, M. (2020). *Epidemics in the Neoclassical and New Keynesian Models*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27430>
- Eichenbaum, M., Rebelo, S., & Trabandt, M. (2020). *The Macroeconomics of Epidemics*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w26882>
- Glover, A., Heathcote, J., Krueger, D., & Ríos-Rull, J. (2020). *Health versus Wealth: On the Distributional Effects of Controlling a Pandemic*. NBER Working Paper Series. doi:<https://doi.org/10.21034/sr.600>
- Goolsbee, A., & Syverson, C. (2020). *Fear, Lockdown, and Diversion: Comparing Drivers of Pandemic Economic Decline 2020*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27432>
- Gopinath, G. (2020, April 14). *The Great Lockdown: Worst Economic Downturn Since the Great Depression*. Retrieved from IMF Blog: <https://blogs.imf.org/2020/04/14/the-great-lockdown-worst-economic-downturn-since-the-great-depression/>
- Gregory, V., Menzio, G., & Wiczer, D. (2020). *Pandemic Recession: L or V-shaped?* NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27105>
- Guerrieri, V., Lorenzoni, G., Straub, L., & Werning, I. (2020). *Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?* NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w26918>
- Hall, R., Jones, C., & Klenow, P. (2020). *Trading Off Consumption and COVID-19 Deaths*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27340>
- Jordà, Ò., Singh, S., & Taylor, A. (2020). *Longer-Run Economic Consequences of Pandemics*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w26934>
- Kermack, W. O., & McKendrick, A. G. (1927). A contribution to the mathematical theory of epidemics. *Proc. R. Soc. Lond. A*, 115(772), 700-721. doi:<https://doi.org/10.1098/rspa.1927.0118>
- Lewis, D., Mertens, K., & Stock, J. (2020). *U.S. Economic Activity During the Early Weeks of the SARS-Cov-2 Outbreak*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w26954>
- Ludvigson, S., Ma, S., & Ng, S. (2020). *Covid19 and the Macroeconomic Effects of Costly Disasters*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w26987>
- Mulligan, C. (2020). *Economic Activity and the Value of Medical Innovation during a Pandemic*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27060>
- NBER. (2020). *COVID-19*. Retrieved from National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/topics/covid-19>
- Pindyck, R. S. (2020). *COVID-19 and the Welfare Effects of Reducing Contagion*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27121>
- Rampini, A. (2020). *Sequential Lifting of COVID-19 Interventions with Population Heterogeneity*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27063>
- Sims, E., & Wu, J. (2020). *Wall Street vs. Main Street QE*. NBER Working Paper Series. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w27295>



TIPO DE CAMBIO REAL EN ECUADOR: DESCOMPOSICIÓN Y DESALINEAMIENTO CON EL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO

Stephanie Espín Espinoza^{*1}

^{*}Ministerio de Economía y Finanzas del Ecuador - Subsecretaría de Consistencia Macroeconómica

Información

Recibido:

7 de octubre de 2021

Aceptado:

8 de noviembre de 2021

Palabras clave:

Índice de Tipo de Cambio Real

Descomposición

Tipo de Cambio Real de Equilibrio

BEER

Modelo de Vector de Corrección del Error

Clasificación JEL:

C32, F31, F41

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.2>

Resumen

El objetivo de la investigación es el análisis del índice de tipo de cambio real (ITCR) del Ecuador considerando dos aristas. La primera, indagar la evolución del índice a través de los factores que intervienen en su cálculo: factor cotización nominal y factor precios. La segunda, cuantificar el desalineamiento del ITCR con respecto a su valor de equilibrio (TCRE). El periodo de análisis comprende desde el 2003 hasta el primer semestre del 2021. El TCRE se estima utilizando la metodología BEER. Las variables incluidas son: términos de intercambio (TI), gasto de gobierno, productividad, remesas, apertura comercial (AC) y activos externos netos del panorama monetario (AEN). Se concluye que la mayor subvaloración del ITCR ocurrió desde el 2003 hasta antes de la crisis financiera del 2009, periodo en el que el ITCR tuvo un marcado periodo de depreciación explicado principalmente por el factor Cotización Nominal. El periodo de mayor sobrevaloración el ITCR ocurrió en el periodo subsiguiente al shock experimentado por el país por la disminución del precio internacional de las materias en el año 2014. La fundamental que incide en mayor medida en cambios en la evolución del TCRE es la AC.

¹ORCID: 0000-0001-6511-4832.

Los comentarios emitidos en el documento son criterios propios de los autores y no reflejan necesariamente las de la institución. Correo electrónico: sespin@finanzas.gob.ec.

Copyright © 2021 Espín. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License.



REAL EXCHANGE RATE IN ECUADOR: DECOMPOSITION AND MISALIGNMENT WITH THE REAL EQUILIBRIUM EXCHANGE RATE

Stephanie Espín Espinoza^{*1}

^{*}Ministerio de Economía y Finanzas del Ecuador - Subsecretaría de Consistencia Macroeconómica

Article Info

Received:

7th October 2021

Accepted:

8th November 2021

Keywords:

Real Exchange Rate
Index

Decomposition

Real Equilibrium
Exchange Rate

BEER

Vector Error Correction
Model

JEL:

C32, F31, F41

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.2>

Abstract

The objective of this research is the analysis of the Ecuadorian Real Exchange Rate Index (ITCR) considering two angles. The first, to investigate the evolution of the variable through the factors that intervene in its calculation: the nominal exchange rate and relative prices. The second, to quantify the misalignment of the ITCR from its equilibrium path (TCRE). The analysis period runs from 2003 to the first half of 2021. The estimation of the TCRE is made applying the BEER methodology. The variables included are the terms of trade (TI), government spending, productivity, remittances, trade openness (CA) and net external assets (AEN). In conclusion, the greatest undervaluation of the ITCR occurred from 2003 until before the financial crisis of 2009, a period in which the ITCR had a marked period of depreciation mainly explained by the nominal exchange rate. On the other hand, the period of greatest overvaluation of the ITCR occurred following the shock experienced by the country due to the decrease in the international price of raw materials in 2014. The fundamental that most strongly influences the evolution of the TCRE is trade openness.

¹ORCID: 0000-0001-6511-4832.

The comments made in this document are the authors' own criteria and do not necessarily reflect the views of the institution.
E-mail: sespín@finanzas.gob.ec.

Copyright © 2021 Espín. Authors retain the copyright of this article. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution Licence 4.0.

1. INTRODUCCIÓN

El índice del tipo de cambio real (ITCR) es un instrumento de política fundamental para el desarrollo de un país, considerando que es una variable que incide en la competitividad de los bienes transables de la economía. Además, incide en la composición sectorial del país, dado los incentivos o desincentivos que se generan sobre la producción de los sectores transables y no transables. En el Ecuador, la importancia de su monitoreo cobra realce puesto que, al ser un país abierto con un régimen monetario dolarizado, se sitúa en una situación de vulnerabilidad frente a la política cambiaria que adopten sus principales socios, con muy pocos mecanismos de política económica para corregir estas externalidades.

El análisis del tipo de cambio se ha abordado desde diferentes enfoques. Por un lado, se ha centralizado en la evolución de los movimientos observados de la variable; por otro, se ha orientado en evaluar el tipo de cambio con respecto a sus fundamentales¹ para detectar desalineamientos de la variable (Clark and Macdonald, 1998). Con respecto al primer enfoque, es posible explicar la evolución del ITCR a través de la descomposición de los insumos o factores que se utilizan para su cálculo; la cotización nominal y los precios internos relativos a los externos de la economía. Con referencia al segundo enfoque, es importante destacar que, para conocer si las variaciones del tipo de cambio real son sostenibles o insostenibles, se recurre a medir su desalineamiento respecto al tipo de cambio real de equilibrio (TCRE). Este se define como el valor del tipo de cambio real que es compatible con el equilibrio interno y externo de la economía. El equilibrio interno se entiende cuando la economía se encuentra en pleno empleo y el mercado de bienes no transables en equilibrio; en cambio, el equilibrio externo se obtiene cuando la cuenta corriente presenta un superávit o déficit que puede ser financiado con salidas de capitales «normales»² (Montiel, 2007).

La estimación del TCRE, al ser una variable no observada, enfrenta algunos retos. Existen varias metodologías que aproximan el valor del TCRE, entre las que se destaca la paridad del poder de compra (PPC), el tipo de cambio de equilibrio fundamental (FEER, por sus siglas en inglés) y el tipo de cambio de equilibrio de comportamiento (BEER, por sus siglas en inglés). La PPC plantea el TCRE como invariante en el tiempo; el FEER se identifica con el tipo de cambio real consistente con el balance macroeconómico. Por su parte, el BEER explica la evolución del ITCR a través de sus fundamentales y, considerando la trayectoria de largo plazo de estos, determina el equilibrio de largo plazo. De esta forma, se analiza no solo

¹ Los fundamentales se refieren a variables económicas que actuarían como determinantes del tipo de cambio real. Al respecto, Clark and Macdonald (1998) mencionan que el enfoque BEER también implica el análisis de si estos fundamentos económicos que determinan el comportamiento del tipo de cambio se encuentran en niveles sostenibles o de equilibrio.

² Bajo este contexto, salidas de capitales «normales» se entenderían como salidas de capitales «sostenibles».

la desalineación con el ITCR, sino que también se observan los determinantes que influyen en su evolución.

El objetivo de la presente investigación es analizar el ITCR considerando dos aristas: la descomposición del índice a través de los factores que se utilizan para el cálculo y el cómputo de la desalineación del índice frente a su senda de equilibrio. Se utiliza información mensual desde enero del 2003 hasta junio del 2021, para la primera parte del estudio; y trimestral desde el primer trimestre del 2003 hasta el primer trimestre del 2021, para la segunda parte del análisis. De esta forma, a diferencia de otros estudios realizados para el caso ecuatoriano, se toma en cuenta dos importantes periodos en los que se han suscitado *shocks* que han impactado a la economía ecuatoriana recientemente. Primero, la disminución del precio de las materias primas iniciada a mediados del 2014 y, segundo, los graves efectos de la pandemia COVID-19 en la oferta y demanda mundial y nacional. Adicionalmente, este estudio se considera un aporte, puesto que incluye a los activos externos netos del panorama monetario como determinante del ITCR. Además, considera la inclusión de restricciones en el modelo VEC, y analiza la contribución de los fundamentales en la evolución del TCRE.

Para ello, en la sección 2, se hace una revisión de la literatura, destacando los estudios que han desarrollado la metodología BEER para el caso ecuatoriano. En la sección 3, se explica la metodología utilizada para la descomposición del ITCR y la estimación del TCRE mediante la metodología BEER. En la sección 4, se detalla el proceso para la obtención de resultados, el desarrollo y validación del modelo y discusión de resultados. En la sección 5, se colocan las conclusiones de la investigación.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El tipo de cambio real se considera uno de los principales precios de la economía al que se le debe realizar seguimiento. Una apreciación del ITCR deteriora la competitividad externa del país, medida a través de la comparación entre los precios internos y externos. Esto debido a que el precio de los bienes importados se abarata y el de los bienes exportados se encarece. Esto afecta negativamente a la cuenta corriente porque el volumen de bienes adquiridos en el exterior se incrementa, mientras que el volumen exportado disminuye.

Dada la importancia de su monitoreo, desde la creación del Fondo Monetario Internacional en 1944, este organismo ha puesto especial énfasis en el seguimiento y análisis de esta variable. En su último documento metodológico (Fondo Monetario Internacional, 2019), se aborda la última generación de los modelos para la evaluación

del sector externo (EBA, por sus siglas en inglés)³. Bajo el marco del EBA, se reúnen las siguientes metodologías: i) modelos para la estimación de la cuenta corriente; ii) modelos para la obtención del tipo de cambio real efectivo (REER, por sus siglas en inglés)⁴; iii) la construcción de normas y brechas de cuenta corriente y del tipo de cambio real; iv) elasticidades entre la cuenta corriente y el REER, y v) el enfoque de sostenibilidad del sector externo.

Si bien el análisis de los movimientos observados del ITCR es muy importante para el monitoreo de la variable, resulta trascendental también la evaluación del desalineamiento que esta variable presenta con su valor de equilibrio. Como lo sostiene Edwards (1989), un desequilibrio sostenido del ITCR generará severas distorsiones macroeconómicas⁵; de ahí la importancia de la estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio (TCRE) y su desalineamiento con el ITCR. Uno de los primeros autores que se refiere al TCRE es Nurkse (1945), quien menciona que el TCRE es «aquella tasa en la cual, durante un periodo determinado, se mantendría en equilibrio la balanza de pagos». Aclara que, durante este periodo de tiempo, el país no tendría la necesidad de incurrir en restricciones sobre los flujos de comercio internacional. Además, este autor enfatiza que la tasa mantendría «las cuentas externas en equilibrio sin la necesidad de un desempleo generalizado en el país». Calderon, (2004) menciona que más tarde este trabajo daría origen al enfoque macroeconómico del tipo de cambio real popularizado por John Williamson en la década de los 80 (Williamson, 1983).

Puesto que el TCRE es una variable no observada, la estimación presenta cierta complejidad, por lo que para su estimación se han recurrido a varias metodologías. Entre ellas son la paridad del poder de compra (PPC), tipo de cambio de equilibrio fundamental (FEER, por sus siglas en inglés) y el tipo de cambio de equilibrio de comportamiento (BEER, por sus siglas en inglés). En lo que respecta a la PPC, esta plantea al TCRE como invariante en el tiempo. Sin embargo, resultados empíricos han demostrado que los precios relativos no convergen a un solo nivel, en el corto o en el largo plazo (Martínez-Hernández, 2017). El FEER se identifica con el tipo de cambio real consistente con el balance macroeconómico, es decir, cuando la economía opera en el pleno empleo, una inflación baja y sostenible, y una cuenta

³ El Fondo Monetario Internacional, a través del Grupo Consultivo sobre Cuestiones del Tipo de Cambio (CGER), publicó en el año 2008 un conjunto de metodologías para evaluar el tipo de cambio, bajo la noción de equilibrio, consistente con el balance interno y externo del país, en el mediano y largo plazo (Fondo Monetario Internacional, 2008). Esta metodología se desarrolló y derivó en el marco EBA (Fondo Monetario Internacional, 2013).

⁴ A nivel internacional, otras organizaciones han hecho también esfuerzos por calcular un tipo de cambio real multilateral. Tal es el caso del Centro de Estudios Prospectivos y de Información Internacional (CEPII), que publica una base de datos para 187 países de los indicadores tipo de cambio nominal efectivo (NEER, por sus siglas en inglés) y REER. El proceso para la obtención de los resultados se explica en Couharde et al. (2018). Por otro lado, el centro de estudios CEPII calcula el desalineamiento entre el REER y el TCRE. Los datos para la estimación cubren el periodo 1973-2016, con una periodicidad anual.

⁵ Este autor asevera que la corrección de los déficits de cuenta corriente requerirá, en general, tanto de políticas de administración de la demanda como de una devaluación del tipo de cambio real.

corriente caracterizada por un flujo neto de capitales sostenible (Clark and Macdonald, 1998). Calderón (2004) menciona que, «dada su asociación con ciertas condiciones económicas ideales, el cálculo del TCRE [con la metodología FEER] involucra la formulación de juicios normativos en torno a la evolución de la economía». Por su parte, la metodología BEER se estima a través de modelos econométricos considerando los determinantes del comportamiento del ITCR (Clark and Macdonald, 1998). Con respecto a la metodología BEER, Calderón (2004) menciona que, utilizando el análisis de cointegración, se estima la ecuación del tipo de cambio real utilizando un conjunto de variables. Destaca que «este enfoque no tiene elementos normativos, dado que intenta explicar el valor del TCR efectivo en términos de los fundamentos económicos».

A nivel latinoamericano, se destacan las siguientes investigaciones, en las cuales se ha aplicado la metodología BEER. Echavarría, López-Enciso y Misas (2007) calcula los determinantes del ITCR de Colombia utilizando un modelo de vector de corrección de errores estructural (MVCEE) y concluye que el índice ha estado sobrevaluado en buena parte del periodo de análisis (1958-2005). El caso uruguayo es abordado por Gianelli y Mednik (2006), quienes estiman los determinantes del ITCR a través de la técnica propuesta por Engle y Granger de estimación en dos etapas. Cruz-Rodríguez (2016) estima los fundamentales del ITCR para la República Dominicana a través de varias metodologías para los años 1950-2013, concluyendo que el ITCR presentó un periodo inicial de fuerte desalineamiento; posteriormente, destaca la subvaluación de la década de los 80, mientras que, en los últimos años de análisis, el tipo de cambio real no se encuentra muy alejado respecto a sus valores estimados de largo plazo. El autor indica que el TCRE podría estar influenciado por el amplio periodo de tiempo utilizado en la muestra.

La aplicación de la metodología BEER para el caso ecuatoriano se ha abordado en los siguientes análisis. Segovia (2003) realiza un modelo de corrección de errores (MCE), adoptando la estrategia de dos pasos de Engle y Granger. El periodo de estudio abarca el primer trimestre de 1993 y el cuarto trimestre de 2003. Los resultados indican que los coeficientes de largo plazo (clp) estadísticamente significativos, que explican el ITCR, son el logaritmo de la productividad media del trabajo⁶ (clp: -1.007), las remesas de los migrantes con relación al PIB (clp: 0.015), el flujo de capitales⁷ (clp: -0.005), las exportaciones petroleras con respecto al PIB (clp: 1.886), el logaritmo de los términos de intercambio (-0.604), y la apertura comercial⁸ (clp: 1.297). Esta investigación no considera la cuenta financiera de la balanza de pagos.

Drine and Rault (2003) abordan las cuestiones empíricas del tipo de cambio real a través de técnicas de cointegración de panel. La investigación utiliza una

⁶ Se mide la productividad media del trabajo como la relación entre el PIB real manufacturero y el número de empleados.

⁷ El flujo de capitales se lo define como la relación entre importaciones menos exportaciones no petroleras con respecto al PIB.

⁸ En este caso, se lo calcula como la relación entre exportaciones más importaciones y PIB más importaciones.

muestra de 45 países en vías de desarrollo (entre ellos Ecuador), dividiéndolos de acuerdo con su posición geográfica en países de Asia, África y América Latina. El estudio concluye que el tipo de cambio real depende de las especificidades económicas de cada país y que, a pesar de que no se tiene una norma fija y general, la trayectoria del tipo de cambio real depende de su nivel de desarrollo, de la forma en que se conduce la política económica y de su posición en el mercado internacional.

Adicionalmente para Ecuador, Armijos (2005) encuentra los fundamentales del ITCR mediante una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Considerando datos anuales desde 1980 hasta el 2004, concluye que existe una relación positiva entre el ITCR y los depósitos monetarios, mientras que la relación es negativa para las variables términos de intercambio, productividad relativa y propensión marginal del consumo (consumo/PIB).

Por su parte, el estudio realizado por Bello et al. (2010) analiza 17 países de América Latina, entre los que se incluye Ecuador. La investigación se centra en el periodo 1969-2006 y utiliza la metodología de MVCE y mínimos cuadrados dinámicos (MCD) con el fin de estimar los coeficientes de la relación de largo plazo. Entre los hallazgos del estudio que hacen referencia al Ecuador, se destaca que los fundamentos que explican la dinámica del tipo de cambio real en el país son: i) la posición de inversión internacional como porcentaje del PIB; el logaritmo de los términos de intercambio; la apertura comercial, y las transferencias corrientes. Adicionalmente, se incluye como variable a la tendencia, la cual resultó significativa y negativa, lo cual se interpreta como una tendencia del país a apreciarse en el largo plazo.

Por su parte, Araque et al. (2017) estiman el tipo de cambio real de equilibrio, utilizando para ello un modelo de vector de corrección de errores (MVCE o VEC). El estudio abarca el periodo 2000-2015 y concluye que los determinantes explicativos clave de la trayectoria del ITCR que resultaron estadísticamente significativos son la productividad relativa⁹, el logaritmo de los términos de intercambio, la apertura comercial¹⁰ y las remesas como porcentaje del PIB.

Por un lado, no se ha encontrado literatura que aborde el análisis del tipo de cambio real desde el punto de vista de la descomposición del índice en los factores que lo conforman. Por otro lado, si bien existen estudios que profundizan sobre el desalineamiento del ITCR con su senda de equilibrio, si particularizamos para el caso ecuatoriano no existe un estudio actualizado que considere los últimos dos periodos en los que la economía ha sufrido graves *shocks* (año 2014, caída del precio del petróleo; año 2020, pandemia COVID-19). Adicionalmente, en el presente estudio, se incluye a los activos externos netos del panorama monetario, con el fin de recoger no solo la parte comercial de la balanza de pagos, sino que también parcialmente a

⁹ Los autores miden la productividad relativa como la razón entre el PIB per cápita del Ecuador y el PIB per cápita de Estados Unidos.

¹⁰ La apertura comercial se calcula como la suma de exportaciones e importaciones dividida para el PIB.

la cuenta financiera¹¹. Finalmente, la presente estimación considera la inclusión de restricciones en el modelo VEC y analiza la contribución de los fundamentales en la evolución del TCRE.

3. METODOLOGÍA

La presente investigación analiza los movimientos del ITCR a través de los factores que intervienen en su cálculo: «precios» y «cotización nominal». Adicionalmente, se indaga en el desalineamiento que presenta la ITCR con su valor de equilibrio; para el cálculo del TCRE, se recurre a la metodología BEER. Se utiliza información mensual desde enero del 2003 hasta junio del 2021, para la primera parte del estudio, y trimestral desde el primer trimestre del 2003 hasta el primer trimestre del 2021, para la segunda parte del análisis. De esta forma, la estimación incluye el periodo de la pandemia COVID-19, que impactó fuertemente sobre la economía de Ecuador. Adicionalmente, a diferencia de otros estudios realizados para el país, se estudia la inclusión de restricciones en el modelo VEC y se realiza un análisis de los fundamentales que explicarían el movimiento de la TCRE.

3.1. Descomposición del índice del tipo de cambio real

Para la descomposición del ITCR, se parte de su fórmula de cálculo como consta en la Metodología de la Información Estadística Mensual-IEM (Banco Central del Ecuador, 2017):

$$\text{TCR} = \frac{\prod_{i=1}^n \left(\frac{P_i}{E_i} \right)^{a_i}}{P/E} * 100 \quad (1)$$

Donde **P** es el índice de precios al consumidor del Ecuador; **P_i**, el índice de precios al consumidor del país **i** con el que comercia Ecuador; **E**, el índice de tipo de cambio nominal del Ecuador; **E_i**, el índice de tipo de cambio nominal del país **i** con el que comercia Ecuador; **a_i**, la ponderación del país **i** en el tipo de cambio efectivo real del Ecuador; finalmente, **n** es el número de países de la muestra.

Cabe destacar que el Banco Central del Ecuador (2017) define al ITCR como el índice de tipo de cambio nominal, deflactado por el índice de precios doméstico y

¹¹ Al respecto, la literatura recomienda incluir a los activos externos netos; sin embargo, al momento el Banco Central del Ecuador cuenta con una serie de esta variable que parte desde el 2016, lo que implicaría para la presente investigación reducir el periodo de análisis y los grados de libertad de la estimación. En su defecto, se ha incluido a la variable «activos externos netos del panorama monetario», que es una parte de los AEN. Para futuros desarrollos de la presente investigación, se podría incluir la totalidad de los AEN, una vez que se cuente con una serie histórica más larga.

ajustado por las variaciones relativas de los precios y tipos de cambio de los países con los que comercia el Ecuador.¹² El año base es **2014 = 100**. Adicionalmente, un incremento del índice se interpreta como una depreciación del tipo de cambio real y una disminución del índice como una apreciación. Los países considerados para la elaboración del índice son 16: Estados Unidos de América, China, Colombia, México, Perú, Alemania, Panamá, España, Japón, Brasil, Rusia, Corea del Sur, Países Bajos, Chile, Italia, Vietnam.

Para la descomposición del tipo de cambio real, se inicia replicando el cálculo efectuado por el Banco Central del Ecuador, utilizando las siguientes fuentes de información:

- Tipo de cambio real y tipo de cambio real bilateral: Información Estadística Mensual (IEM), publicada por el Banco Central del Ecuador (BCE).
- Cotización nominal de las monedas de nuestros principales socios comerciales con respecto al dólar: Estadísticas Financieras Internacionales (IFS, por sus siglas en inglés) del Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Índice de precios al consumidor (IPC) del Ecuador: Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC).
- Valor exportado e importado por país para el cálculo de las ponderaciones: BI del Banco Central del Ecuador.
- IPC de nuestros principales socios comerciales: Base de datos, Estadísticas Financieras Internacionales (IFS, por sus siglas en inglés) del Fondo Monetario Internacional (FMI).
- En el caso que el FMI no presente información para un determinado país, se recurrió a extraer la información de Bloomberg, y en última instancia de los institutos de estadística de cada país.

La descomposición se realiza en tres pasos: i) se calcula el índice de tipo de cambio real bilateral (ITCBR) de los 16 países; ii) se calcula la contribución de cada país en el crecimiento anual del ITCR, y iii) se calcula la contribución del factor precios y del factor cotización nominal de cada país en el crecimiento del ITCR.

Como primer paso, se procede a calcular el ITCBR, según se especifica en Banco Central del Ecuador (2017):

$$\text{ITCBR} = \left(\frac{E}{E_i} \right) \left(\frac{P_i}{P} \right) * 100 \quad (2)$$

¹² Para el cálculo del ITCR, se pondera a los países en función del monto comercializado, considerando tanto exportaciones como importaciones.

Donde ITCBR es el índice de tipo de cambio real bilateral; E , el índice de tipo de cambio nominal del Ecuador con respecto al dólar (desde la dolarización, este valor es 1); E_i , el índice de tipo de cambio nominal de la moneda del país i , con respecto al dólar; P_i , el IPC del país i , y P , el IPC del Ecuador.

Puesto que el año base del índice es el 2014, para el cálculo de E_i , se considera la cotización nominal en el mes de análisis y se divide para el promedio de la cotización en todos los meses del 2014. Así, por ejemplo, el índice de tipo de cambio nominal del peso colombiano para junio de 2021¹³ sería igual a la cotización nominal de junio de 2021 dividida para el promedio de las cotizaciones nominales del periodo comprendido entre enero y diciembre de 2014.

De igual forma se procede para el IPC. El valor vendría dado por el IPC del país i en el mes de análisis, dividido para el promedio del IPC del país i en todos los meses del 2014.

Una vez que se cuenta con el ITCBR de los 16 países de la muestra, se multiplica por los pesos a_i . Los pesos a_i se determinan con base en cuanto representa el país i en el volumen total comerciado¹⁴, en el año 2014. Cabe destacar que el ITCR sería igual al producto de los ITCBR por los pesos a_i .¹⁵ Al igual que el ITCR, un incremento del índice significa una depreciación del ITCBR y una disminución equivale a una apreciación.

Como segundo paso, se procede al cálculo de la contribución de cada país en el crecimiento del ITCR.

Se aplican las siguientes fórmulas:

$$\begin{aligned} \text{Crecimiento anual del ITCR} = \text{TVA_ITCR} &= \left(\frac{\text{ITCR}_t}{\text{ITCR}_{t-12}} - 1 \right) \\ &= \sum_{i=1}^{16} \text{Contribución del país } i \text{ al crecimiento del ITCR} \end{aligned} \quad (3)$$

Contribución del país i al crecimiento del ITCR

$$= \frac{\ln \left(\frac{\text{ITC}_{BR_{it}}}{\text{ITC}_{BR_{it-12}}} \right)}{\ln \left(\frac{\text{ITCR}_t}{\text{ITCR}_{t-12}} \right)} * \text{TVA_ITCR} \quad (4)$$

¹³ Último mes disponible al momento de realizar este informe.

¹⁴ El volumen comerciado se entiende como la suma de las exportaciones no petroleras más las importaciones petroleras y no petroleras.

¹⁵ Se agradece el apoyo recibido por el BCE en la obtención del presente cálculo, el cual se plasmó en reuniones técnicas entre el BCE y el MEF mantenidas en el año 2020. A pesar de que existen diferencias menores al 0.8 % entre los datos publicados por el BCE y los obtenidos por el MEF, estas no afectarían para el presente análisis, puesto que el principal objetivo no es duplicar el cálculo realizado por el BCE, sino realizar una descomposición del índice. Cabe destacar que las diferencias surgirían por el momento en el que se extrajo la información para las ponderaciones.

Como último paso, para cada país en el ITCR, se calcula la contribución del factor precios y del factor cotización nominal.

Se aproxima la tasa de variación del ITCBR mediante diferencia logarítmica y se la descompone mediante la siguiente fórmula:

$$\begin{aligned} \text{Tasa de variación ITCBR}_i &= TVA_ITCBR_i \\ TVA_ITCBR_i &= \ln(ITCBR_{it}) - \ln(ITCBR_{it-12}) \\ TVA_ITCBR_i &= \ln\left(\left(\frac{IPC_i}{IPC}\right)\left(\frac{1}{E_i}\right)\right)_t - \ln\left(\left(\frac{IPC_i}{IPC}\right)\left(\frac{1}{E_i}\right)\right)_{t-12} \end{aligned} \quad (5)$$

Denotando a $\frac{IPC_i}{IPC}$ como A y a $\frac{1}{E_i}$ como B , se tendría la siguiente expresión:

$$TVA_ITCBR_i = \ln(A_t * B_t) - \ln(A_{t-12} * B_{t-12}) \quad (6)$$

Aplicando propiedades de logaritmos:

$$\begin{aligned} TVA_ITCBR_i &= \ln(A_t) + \ln(B_t) - [\ln(A_{t-12}) + \ln(B_{t-12})] \\ &= [\ln(A_t) - \ln(A_{t-12})] + [\ln(B_t) - \ln(B_{t-12})] \end{aligned} \quad (7)$$

$$= \text{Factor } IPC_i + \text{Factor cotización nominal}_i \quad (8)$$

La contribución al crecimiento del factor IPC y del factor cotización nominal de todos los países estaría dado por:

$$\text{Contribución factor IPC} = \sum_{i=1}^n \text{Factor } IPC_i * \frac{\ln\left(\frac{ITCBR_{it}}{ITCBR_{it-12}}\right)}{\ln\left(\frac{ITCR_t}{ITCR_{t-12}}\right)} \quad (9)$$

Contribución factor cotización Nom

$$= \sum_{i=1}^n \text{Factor Cotización Nom}_i * \frac{\ln\left(\frac{ITCBR_{it}}{ITCBR_{it-12}}\right)}{\ln\left(\frac{ITCR_t}{ITCR_{t-12}}\right)} \quad (10)$$

Aplicando la metodología expuesta, se logra explicar la evolución del tipo de cambio real en función de dos factores. Esto debido a que la TVA_ITCBR_i se expresa como la suma de las contribuciones factor IPC y cotización nominal.

El factor IPC se interpreta como la diferencia entre los precios externos y los precios internos. Si la inflación externa es menor a la inflación interna, el factor IPC contribuiría a una apreciación del tipo de cambio real. Por el contrario, si la inflación del Ecuador es menor a la de sus principales socios, esto aportaría a una depreciación

del tipo de cambio real. El factor cotización nominal explica los movimientos en los precios relativos. Si la cotización de la moneda de nuestros principales socios comerciales en relación con el dólar se deprecia o devalúa, empujará a una apreciación de nuestro ITCR. En este sentido, ya sea por razones de mercado o porque nuestros socios comerciales realizan política monetaria o cambiaria, si en promedio la moneda de nuestros socios pierde valor, es decir, si se debe pagar más moneda extranjera por cada dólar, esto coadyuvaría a que el ITCR se aprecie.

3.2. Estimación del tipo de cambio real de equilibrio

A continuación, se exponen los puntos principales del enfoque BEER, conforme lo plantea Echavarría, López-Enciso y Misas (2007).

El enfoque parte de la paridad no cubierta de tasas de interés (PNC), expresada en términos reales y ajustada para incluir una prima de riesgo:

$$\Delta q_{t+k}^e = (r_{t,t+k}^e - r_{t,t+k}^{*,e}) + \rho_t \quad (11)$$

Donde Δq_{t+k}^e es el cambio del ITCR esperado; $(r_{t,t+k}^e - r_{t,t+k}^{*,e})$, el diferencial de las tasas reales de interés esperadas entre el país y el exterior, y ρ_t , la prima de riesgo.

Si se considera $q_t^e = q_t$, la expresión (11) se reexpresa como:

$$q_t = q_{t+k}^e + (r_{t,t+k}^e - r_{t,t+k}^{*,e}) - \rho_t \quad (12)$$

Si se toman en cuenta expectativas racionales y se nombra a q_{t+k}^e como $\bar{q}_t$, se obtiene la siguiente expresión:

$$q_t = \bar{q}_t + (r_t - r_t^*) \quad (13)$$

Al suponer un modelo consistente de *stock* y flujo se puede plantear:

$$\bar{q}_t = f \left[\overline{r_t - r_t^*}, \overline{AEN_t}, \overline{TINT}, \overline{\left(\frac{A_T/A_N}{A_T^*/A_N^*} \right)} \right] \quad (14)$$

Donde AEN_t son los activos externos netos; $TINT$, los términos de intercambio, y $\left(\frac{A_T/A_N}{A_T^*/A_N^*} \right)$, el efecto Balassa-Samuelson.

Con el fin de elegir el estimador apropiado, se propone utilizar técnicas de cointegración como herramientas útiles para identificar patrones persistentes de los comovimientos entre los fundamentales. Se estima un modelo de forma reducida que relaciona la evolución del ITCR con un conjunto de determinantes:

$$TCR_t = \beta' F_t^* + \varepsilon_t \quad (15)$$

Donde β es el vector de parámetros; F^* , los determinantes del ITCR, y ε , el vector de residuos independientes e idénticamente distribuidos.

La ecuación se estima a través de un modelo de vectores de corrección del error (MVCE o VEC, por sus siglas en inglés). Esta técnica supone que las variables están cointegradas;¹⁶ es decir, existe una relación estable de largo plazo entre las variables dependientes e independientes. El método presenta la ventaja de estimar relaciones de corto y largo plazo. El TCRE se calcularía a partir de los coeficientes de largo plazo multiplicados por el valor tendencial de los determinantes, obtenido a través de filtros de Hodrick-Prescott (HP) de dos bandas. Una vez calculado el TCRE, se procede a calcular el desalineamiento con el ITCR; siguiendo la fórmula de Araque et al. (2017), la desalineación se mide como el siguiente cociente:

$$\text{Desalineamiento} = \frac{ITCR - TCRE}{TCRE} * 100 \quad (16)$$

La información para el desarrollo del modelo VEC proviene de las siguientes fuentes: Banco Central del Ecuador (BCE), Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) y de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE).

Se ingresaron las siguientes variables como parte de los determinantes¹⁷ del ITCR:

- **Índice de términos de intercambio (TI):**¹⁸ se define como el cociente entre el índice de precios de las exportaciones y el índice de precios de las importaciones. El año base de las cuentas es $2007 = 100$. El objetivo del índice es conocer si el precio de los productos exportados aumenta o disminuye con respecto al de los importados. Según lo mencionado por Araque et al. (2017), cuando el precio de las exportaciones es más alto respecto al precio de las importaciones (incremento de los términos de intercambio), aumenta el ingreso en la economía, lo que conlleva a adquirir más bienes, tanto transables como no transables. La preponderancia del efecto ingreso, respecto al efecto sustitución de los bienes importados, aumentaría el precio de los bienes en la economía, lo que conduciría a una apreciación del ITCR.

¹⁶ Dos o más variables están cointegradas si presentan una tendencia estocástica común. Esto implica que dichas variables pueden crecer a lo largo del tiempo, pero lo hacen de una forma sincronizada. Estadísticamente, dos o más variables están cointegradas si presentan el mismo orden de integración y existe una combinación lineal que sea estacionaria o integradas de orden 0.

¹⁷ Los determinantes serían los F^* de la ecuación 15.

¹⁸ Para el caso de Ecuador, esta variable es muy volátil e influenciada en gran medida por el precio del crudo, principal producto de exportación del país.

- **Ratio gasto del gobierno sobre el PIB (GG):** El ratio se construye con base a las estadísticas de cuentas nacionales del BCE. Como lo menciona Araque, Rivera y Argüello (2017), el impacto del gasto de gobierno estaría determinado en función del tipo de bien que se consuma. Si son bienes transables, se generaría una depreciación; mientras que, si son bienes no transables, se daría una apreciación. En la misma línea, Gianelli y Mednik (2006) señalan que un aumento del consumo en bienes transables deterioraría el saldo en cuenta corriente, lo que requerirá una depreciación real; mientras que un aumento del consumo en bienes no transables generará un exceso de demanda, lo que provocará que los precios aumenten y se produzca una apreciación real.
- **Productividad relativa (PR):** esta variable se calcula como la razón entre el PIB per cápita de Ecuador y el PIB per cápita de Estados Unidos¹⁹. Las dos series se incluyen en términos corrientes. La incidencia de la productividad sobre el ITCR se explica a través del efecto Balassa-Samuelson. Este supone que un incremento de la productividad de los bienes transables promovería un aumento del salario real en este sector. Esto a su vez, provocaría que exista una mayor movilidad de empleo hacia el sector transable. Por lo tanto, la producción en el sector no transable se contrae y los precios en el sector aumentan, lo que se traduce en una apreciación del tipo de cambio real.
- **Ratio remesas sobre el PIB (REM):** el incremento de flujos externos supone una expansión de la demanda agregada. En el caso de las remesas, los mayores ingresos se destinarían a bienes no transables, lo que haría incrementar su precio y repercutiría en una apreciación del tipo de cambio real.
- **Índice de apertura comercial (AC):** se calcula como el monto total comercializado en el país (exportaciones más importaciones) sobre el PIB. Todas las variables se consideraron en términos nominales y se obtuvieron de las estadísticas de cuentas nacionales del BCE. Como lo especifica García y Quijada (2015), la liberalización comercial se entiende como una reducción de barreras arancelarias y no arancelarias. Esto promovería una disminución en el precio relativo de las importaciones con respecto a los bienes transables. Asumiendo que los no transables son sustitutos de los transables, el precio interno de bienes no transables e importados disminuye en relación con el precio de los exportados, y la moneda se deprecia en términos reales.
- **Activos externos netos sobre el PIB (AEN):** se incluyen los activos externos netos del panorama monetario en relación del PIB. Esta serie es publicada por el BCE y se refiere a los derechos de residentes ante no residentes menos los

¹⁹ La primera serie en mención se construye a partir del PIB nominal publicado en las cuentas nacionales del BCE y se divide para la población. La población es publicada por el INEC, con periodicidad anual, lo que equivaldría a tener el dato para el cuarto trimestre de cada año. Para el resto de los trimestres, se interpoló considerando que la diferencia inter-trimestral sería igual a la diferencia anual dividida para cuatro. La segunda serie del indicador productividad relativa, el PIB per cápita de Estados Unidos, se extrae de las estadísticas de la OCDE.

pasivos, descontando los pasivos frente al resto del mundo; comprenden las reservas internacionales y otros activos externos netos tanto del BCE como de las otras sociedades de depósito. De acuerdo a Montiel (2007), mientras mayores sean los activos externos netos, mayor es la riqueza de los hogares. Esto a su vez repercute en una mayor demanda de bienes no transables, lo que hace aumentar sus precios relativos. Esto se asocia con una mayor apreciación del TCRE. En el caso del presente modelo, debido a la disponibilidad de información, los datos se limitan al panorama monetario.

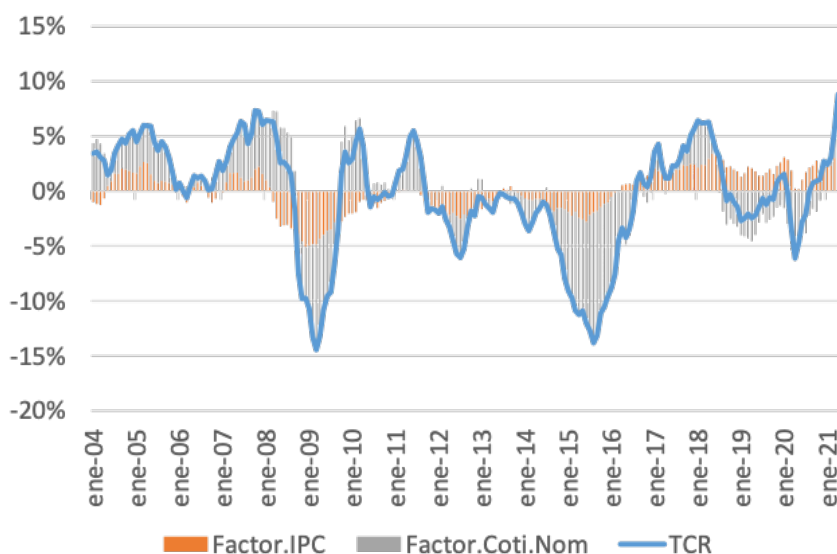
4. RESULTADOS

4.1. Descomposición del índice del tipo de cambio real

En el siguiente gráfico, se puede observar la evolución del ITCR, considerando la tasa de variación interanual, y en qué medida esta se explica por el factor IPC y por el factor cotización nominal. Se evidencia que, históricamente, la variación de la cotización de nuestros principales socios ha sido el principal factor de una depreciación o apreciación del tipo de cambio real de nuestro país. Las monedas con mayor incidencia son el peso colombiano y el yuan chino.

Gráfico 1.

Descomposición por factores de la evolución del tipo de cambio real.
Tasa de variación anual
Periodo ene 2004-jun 2021



Fuente: BCE

Elaboración: autora

A continuación, se destacan las siguientes fechas que en los últimos años han marcado la evolución del ITCR:

- Desde septiembre del 2016, la inflación anual de Estados Unidos supera a la de Ecuador, lo que promueve una depreciación del ITCR. Esto ocurrió por la marcada desaceleración de precios que experimentó la economía ecuatoriana desde mediados del 2015.
- Desde junio de 2017 hasta junio de 2018, nuestros principales socios apreciaron su moneda, lo que coadyuvó a una depreciación de nuestro ITCR. Sin embargo, desde julio de 2018, nuestros socios comenzaron a devaluar la moneda. En los primeros meses, la devaluación es pequeña, pero, a partir de septiembre de 2018, la magnitud de la devaluación ocasiona que nuestro ITCR se aprecie. El factor IPC amortiguó la caída del índice. Esto ocurre hasta octubre de 2019.
- A partir de noviembre de 2019, a pesar de que continuó la depreciación de nuestros principales socios, la diferencia positiva entre la inflación internacional y la de Ecuador pesó en mayor medida, por lo que se registró una depreciación del ITCR.
- A partir de febrero del 2020, en el contexto de la pandemia COVID-19, se registró una apreciación del ITCR, ocasionada principalmente por la depreciación de las monedas de nuestros socios. Sin embargo, una absorción nacional deprimida ocasionó que los precios internos se ubicaran en niveles muy bajos, por lo que el factor precios fue el determinante para que a partir de septiembre de 2020 el ITCR se depreciará.
- Desde abril del 2021, la alta inflación presentada por Estados Unidos y la depreciación del dólar han ocasionado que las *TVA_ITCR* sean las más altas en el periodo analizado.

En el anexo 1, se incluyen un gráfico en el que se detalla la descomposición del ITCR por país, particularizando los países que más influyen en el ITCR de Ecuador: Estados Unidos, Colombia y China. Se observa que, de los 16 países que conforman el ITCR, uno de los que incide en mayor medida es Colombia. En este sentido, cada vez que la moneda de nuestro vecino se deprecia, ya sea por política monetaria del gobierno o por efectos del mercado, el ITCR del Ecuador se ve afectado, teniendo muy poco margen de maniobra al estar dolarizados. En el anexo 1, también se exponen dos gráficos en los que se desagrega la evolución del ITCR tanto por países como por factores.

4.2. Estimación del tipo de cambio real de equilibrio

Previo a la aplicación de la metodología BEER, se analiza la relación de causalidad de las variables. Para ello, se utiliza el estadístico de Geweke, que permite medir la dependencia lineal entre series de tiempo y descompone la relación total en tres

partes. Los resultados indican que el ITCR causa, en el sentido de Granger, a los términos de intercambio, a las remesas, al índice de apertura y a los activos externos netos. La relación con el gasto de gobierno y la productividad no es estadísticamente significativa. Por su parte, las variables que causan al ITCR, en el sentido de Granger, son: los términos de intercambio, la productividad y los activos externos netos. La retroalimentación instantánea es significativa para todas las variables excepto para el gasto de gobierno y las remesas. Mientras que, en total, la relación no es significativa solamente para el gasto de gobierno. También se realizó el análisis incluyendo todas las variables en conjunto. De este procedimiento se desprende que el ITCR no presenta una relación significativa con el gasto de gobierno ni con la productividad. El resto de las variables sí fueron estadísticamente significativas. Las tablas con los resultados detallados se incluyen en el anexo 2.

Como primer paso para el desarrollo de la metodología BEER, se estiman los determinantes del ITCR a través del modelo VEC. A continuación, se procede con los siguientes pasos: i) analizar la estacionariedad de las series, ii) escoger el número de rezagos en el VAR subyacente, iii) examinar el orden de cointegración, iv) obtener coeficientes de largo plazo, y v) comprobar el ajuste del modelo mediante los estadísticos posestimación.

La estacionariedad de las series se analiza a través de dos pruebas estadísticas: i) el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentado, y ii) el test de raíces unitarias de Phillips Perron. En las tablas 4 y 5 del anexo 3, se muestran los resultados. Se observa que las variables deben ingresar como primera diferencia en el VAR subyacente.

El siguiente paso, consiste en escoger el número de rezagos a utilizar en el análisis. Para ello, se realiza la selección indagando si se incluye el suficiente número de rezagos en el VAR subyacente. La selección se realiza en base a los siguientes criterios: error final de predicción (FPE:); criterio de información Akaike (AIC); criterio de información Hannan-Quinn (HQ); criterio de información bayesiano de Schwarz (SC). El número de rezagos podría estar en el orden de 1, 4 o 6, según se muestra en la tabla 6 del anexo 3.

Se procede a revisar el orden de cointegración, en función de la prueba de Johansen. Para ello, se analizan los resultados considerando 1 y 4 rezagos en el VAR subyacente. Adicionalmente, se toman en cuenta las cinco diferentes especificaciones de constante y tendencia, en la relación de cointegración y en el VAR subyacente, que incluye la prueba de cointegración. Según se puede observar en la tabla 7 del anexo 3, para un modelo con constante pero no tendencia en la relación de cointegración (lineal), se requeriría al menos 2 relaciones de cointegración según el estadístico de máximo valor propio, y al menos 5 relaciones de cointegración según el estadístico de la traza. Se opta por 2 relaciones de cointegración y posteriormente se analizará si el número de ecuaciones de cointegración se encuentra correctamente especificado, mediante la prueba de estabilidad del modelo.

Se realizaron varias corridas del modelo, compaginando las pruebas pre y posestimación. A continuación, se detalla las especificaciones del mejor modelo.

Se selecciona cuatro rezagos²⁰ y dos relaciones de cointegración. Debido a que se busca identificar las relaciones de largo plazo, las dos relaciones de cointegración se complementarían. Con respecto a la especificación de la tendencia determinista, se escoge la opción «intercepto (no tendencia) en la relación de cointegración-no intercepto en el VAR»²¹, esto debido a que esta opción presenta los mejores estadísticos entre los modelos estimados (mayor logaritmo de verosimilitud y criterios de información Akaike y Schwarz más pequeños). Se restringieron los coeficientes del VEC considerando lo que dictamina la teoría económica y las variables no significativas. Esto debido a que, según las pruebas estadísticas, la especificación debe incluir al menos dos relaciones de cointegración. Se utilizó la restricción de coeficientes como un recurso para que las dos relaciones se complementen y expliquen la relación de largo plazo del tipo de cambio real.

A continuación, se detallan algunas particularidades consideradas para la restricción de los coeficientes. Como la relación de largo plazo de interés es respecto al ITCR, se la colocó como la primera variable dentro del VAR subyacente. A partir de este orden, para identificar la estructura de largo y corto plazo en la matriz de correlaciones canónicas asociadas, las restricciones de largo plazo de esta variable serían uno para la primera relación de cointegración y cero para la segunda relación de cointegración. Para la primera relación de cointegración, no se colocaron más restricciones respetando la identificación propuesta por Johansen (Johansen, 1998). En la segunda relación de cointegración se hizo diferentes pruebas restringiendo a uno al resto de fundamentales, comprobando la validez de la restricción mediante el estadístico LR y corroborando la significancia de los coeficientes. Finalmente, la restricción que resultó estadísticamente significativa resultó al restringir al coeficiente de largo plazo del gasto de gobierno para que sea igual a 1. El resto de los coeficientes se igualaron a 0, a excepción del coeficiente que explica la productividad. La prueba estadística LR para comprobar las restricciones vinculantes resulta 0.0397, indicando que la especificación de las restricciones es estadísticamente significativa.

Cabe destacar que en la especificación se incluyeron variables *dummies*, en función de lo que arrojaron las pruebas estadísticas para detectar quiebres estructurales detalladas en el anexo 4. Así, una variable corrige el quiebre observado en el año 2009, cuando ocurrió la crisis financiera internacional. Una segunda variable coincide con la crisis de los *commodities*, segundo semestre del año 2014, cuando inició el desplome del precio del petróleo. Adicionalmente, se incluyó una variable *dummy* para incluir el *shock* de oferta y demanda mundial presentado en el segundo trimestre del 2020 bajo el contexto de la pandemia COVID-19.

²⁰ En estricto sentido, el orden del VEC sería tres rezagos, uno menos que el del VAR subyacente. En el paquete estadístico STATA, se coloca directamente el orden del VAR subyacente, en este caso sería 4 rezagos, sin embargo, paquetes como EVIEWS especifican directamente los rezagos del VEC, en este caso 3.

²¹ Esta opción estaría de acuerdo a lo mencionado por (Harris, 1995) respecto a que las opciones «tendencia lineal restringida» y «sin constante ni tendencia» no suelen ser muy comunes en el caso de variables económicas.

Debido a que se busca las relaciones de largo plazo del tipo de cambio real con respecto a sus fundamentales, los coeficientes de interés son los obtenidos en las ecuaciones de cointegración. Teóricamente, la identificación busca estimar las siguientes relaciones de largo plazo en el espacio de cointegración

$$ITCR = b_0 + b_1 GG + b_2 TI + b_3 PR + b_4 REM + b_5 AC + b_6 AEN \quad (17)$$

cuyo primer vector de cointegración vendría dado por $(1, b_0, 0, -b_2, -b_3, -b_4, -b_5, -b_6)$

La segunda relación de cointegración se define como

$$GG = b_0 + b_2 TI + b_3 PR + b_4 REM + b_5 AC + b_6 AEN$$

cuyo vector de cointegración se definiría: $(0, 1, b_0, 0, -b_3, 0, 0, 0)$

A continuación, se muestran los coeficientes de las relaciones de cointegración de la ecuación desarrollada bajo las especificaciones descritas.

Tabla 1.
Coeficientes de la ecuación de cointegración del VEC estimado

Variable	Relación de cointegración 1	Relación de cointegración 2
Índice de tipo de cambio real	1.00	0.00
Consumo de gobierno	0.00	1.00
Términos de intercambio	0.18*** (0.06)	0.00
Productividad relativa	-3.12*** (0.49)	0.53*** (0.07)
Remesas	-0.95* (0.49)	0.00
Apertura comercial	0.39*** (0.11)	0.00
AEN	0.28*** (0.04)	0.00
Constante	3.75***	0.08***
Relaciones cointegración		2
Rezagos		4

Significancia:

*** al 1 por ciento; * al 10 por ciento

Elaboración: autora

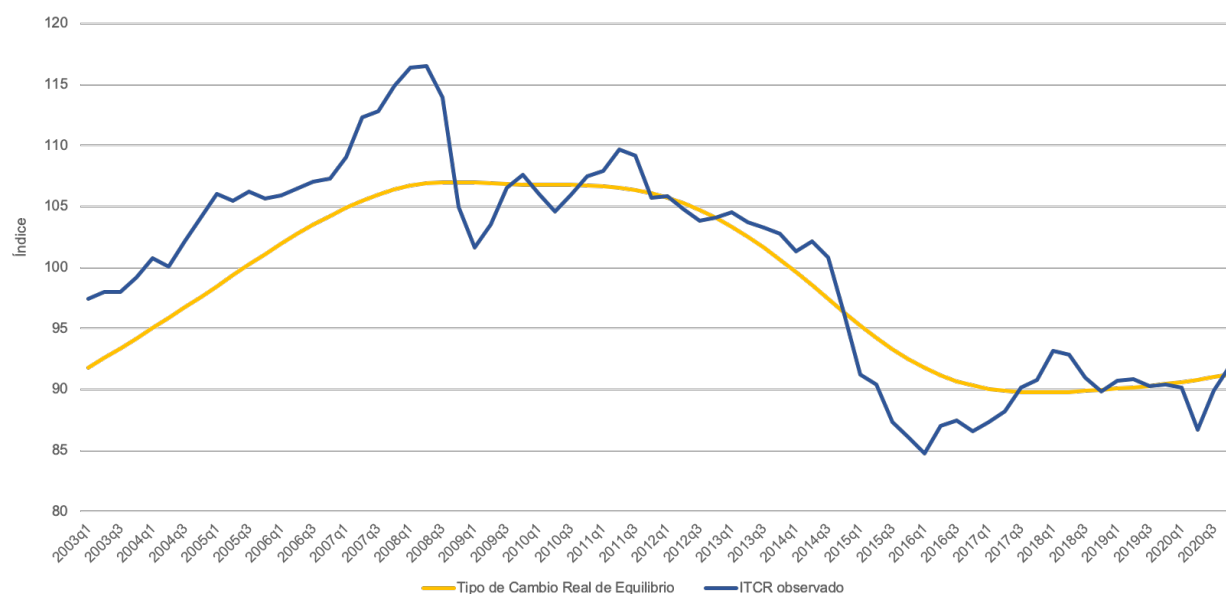
Con el fin de validar los resultados del modelo, se realizan las siguientes pruebas estadísticas, cuyo detalle se incluye en el anexo 5. Se corrobora que los residuos del modelo no presenten autocorrelación, a través de la prueba de multiplicador de Lagrange. Adicionalmente, se comprueba la condición de estabilidad de valor propio, con lo cual se corrobora que se ha especificado correctamente el número de relaciones de cointegración. Con el fin de comprobar si las perturbaciones siguen una distribución normal multivariada, se analiza la asimetría, la curtosis y ambas condiciones en conjunto con el *test* de Jarque-Bera multivariado.

Las variables que llevarían a una depreciación del ITCR serían una mayor apertura comercial, un incremento en los términos de intercambio y mayores activos externos netos. Estas dos últimas variables presentan el signo contrario según los canales de transmisión económicos descritos en el marco teórico. Por su parte, las variables que impulsarían una apreciación del ITCR sería el gasto del gobierno, la productividad y las remesas; estas relaciones serían consistentes a la teoría económica. Todas las relaciones son estadísticamente significativas.

Se procede a calcular el TCRE considerando los coeficientes de largo plazo del modelo VEC y la tendencia de los determinantes o fundamentos. Para la tendencia se utilizó filtros de Hodrick-Prescott a dos bandas. Una vez que se ha estimado el TCRE, se calcula el desalineamiento con el ITCR mediante la ecuación 16. En el gráfico 2, se presenta el ITCR y el TCRE. Adicionalmente, en el anexo 5, se incluye el gráfico de la tasa de variación anual (TVA) del TCRE y la descomposición de la TVA del TCRE de acuerdo con el aporte de los fundamentales.

Se observa que, desde inicios del 2003 hasta mediados del 2008, el ITCR se depreció debido principalmente a un fortalecimiento de la moneda colombiana (ver gráfico 1 y gráfico 5). Durante este periodo, el ITCR se mantuvo subvaluado, como se observa en el gráfico 2 (en promedio en un 5.74 %). En la crisis financiera internacional del 2008, el país experimentó una fuerte apreciación del ITCR. Consecuente a esta crisis, los fundamentales del ITCR cambian su tendencia, lo que ocasiona que el TCRE detenga la tendencia creciente presentada hasta ese año. La desalineación promedio entre finales del 2009 y mediados del 2014 fue de 0.71 %. En el año 2014, la economía presenta un fuerte *shock* por la disminución del precio de las materias primas. El índice de apertura, uno de los fundamentales del TCRE de la economía ecuatoriana, disminuye drásticamente, lo que afecta la trayectoria del TCRE (ver gráfico 7). Sin embargo, el ITCR mostró una apreciación mucho más pronunciada, en parte por la depreciación de la moneda colombiana (ver gráfico 5). Entre el 2014q4 y 2017q1, el ITCR se encontró sobrevalorado, con una desalineación promedio -4.47 %. A partir de este periodo, la desalineación negativa más alta se produjo en el segundo semestre del 2020 (-4.53 %) debido a los graves efectos de la pandemia en la economía ecuatoriana.

Gráfico 2.
Comparación tipo de cambio real observado y de equilibrio



Nota: el modelo del TCRE utiliza datos de cuentas nacionales y balanza de pagos. A la fecha estas publicaciones se han realizado hasta el primer trimestre de 2021.

Elaboración: autora

5. CONCLUSIONES

En el presente documento, se analiza el ITCR desde dos aristas, la primera descomponiendo el índice de acuerdo a los factores que intervienen en el cálculo, y la segunda analizando el desalineamiento con respecto a su valor de equilibrio. Adicionalmente, el estudio comprende el periodo entre el primer trimestre del 2003 y el primer trimestre del 2021, por lo que, a diferencia de otros estudios en el país, toma en cuenta dos importantes *shocks* que impactaron la economía ecuatoriana: la disminución del precio de las materias primas iniciada a mediados del 2014 y los graves efectos en la oferta y demanda mundial y nacional de la pandemia COVID-19. Con respecto a la estimación del TCRE, en el modelo se incluye los AEN del panorama monetario y se utiliza un VEC con variables restringidas, lo cual tampoco se ha considerado en investigaciones circunscritas al ámbito ecuatoriano. Finalmente, analiza a cuál de los fundamentales se atribuye cambios en la trayectoria del TCRE.

Si bien el análisis del ITCR resulta fundamental para los países, su monitoreo cobra realce para la economía ecuatoriana al ser una economía dolarizada. Esto debido a que la evolución de esta variable afecta a la competitividad en precios de los bienes comerciados por el país, sin que se cuente con elementos de política monetaria y

cambiaría tradicional. De acuerdo con su fórmula de cálculo, la variación del ITCR se puede descomponer en dos factores: el factor cotización nominal y el factor precios. Se observa que, en el periodo de análisis, la evolución del ITCR ha estado marcada en varias ocasiones por los movimientos de la cotización nominal del peso.

Por su parte, para medir la desalineación del ITCR con su senda de equilibrio, se estima el TCRE utilizando el enfoque del tipo de cambio de equilibrio de comportamiento (BEER). De acuerdo con esta perspectiva, existen factores reales que determinan la lenta reversión del ITCR a su equilibrio. A través de la técnica econométrica de modelos de vectores de corrección del error, se analizan los principales determinantes del ITCR y sus relaciones de largo plazo. Las variables incluidas como determinantes del ITCR fueron: términos de intercambio, gasto de gobierno, productividad, remesas, índice de apertura comercial y activos externos netos. Se encontró que la relación de largo plazo con dichas variables resultó estadísticamente significativa. El signo obtenido es consistente con lo que dictamina la teoría económica, salvo para los AEN y los términos de intercambio.

Se concluye que, desde el 2003 hasta antes de la crisis financiera del 2009, el ITCR tuvo un marcado periodo de depreciación explicado principalmente por el Factor Cotización Nominal, en particular por el fortalecimiento del peso colombiano. En este periodo, el ITCR se encontró subvaluado. Por su parte, periodo de mayor sobrevaloración el ITCR ocurrió durante el *shock* experimentado por el país por la disminución del precio internacional de las materias primas. Si bien una afectación en el índice de apertura incide en una evolución negativa del TCRE, la apreciación del ITCR es más fuerte, por lo que la sobrevaloración promedio entre el 2104q4 y 2017q1 fue de -4.47 %.

Cabe destacar que un tipo de cambio real subvaluado indicaría que el ITCR se está depreciando a una tasa mayor de la senda que permitiría a la economía lograr un crecimiento sostenido de largo plazo y pleno empleo. Esto significaría que se podría incidir sobre uno de los fundamentales para disminuir la desviación y retornar a la senda de equilibrio.

BIBLIOGRAFÍA

- Araque, W., Rivera, J. and Argüello, A. (2017) 'Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Ecuador Período 2000-2015', *Cuestiones Económicas*, 27.
- Armijos, M. (2005) *Tipo de Cambio Real y Desalineamiento: Teoría y Evidencia para Ecuador*. Escuela Superior Politécnica del Litoral.
- Banco Central del Ecuador (2017) 'Metodología Información Estadística Mensual'. Quito-Ecuador. Available at: <https://contenido.bce.fin.ec/documentos/PublicacionesNotas/Catalogo/IEMensual/metodologia/MetodologiaIEM4taed.pdf>.
- Bello, O., Heresi, R. and Pineda, R. (2010) *El tipo de cambio real de equilibrio: un estudio para 17 países de América Latina*. 82. Santiago -Chile.

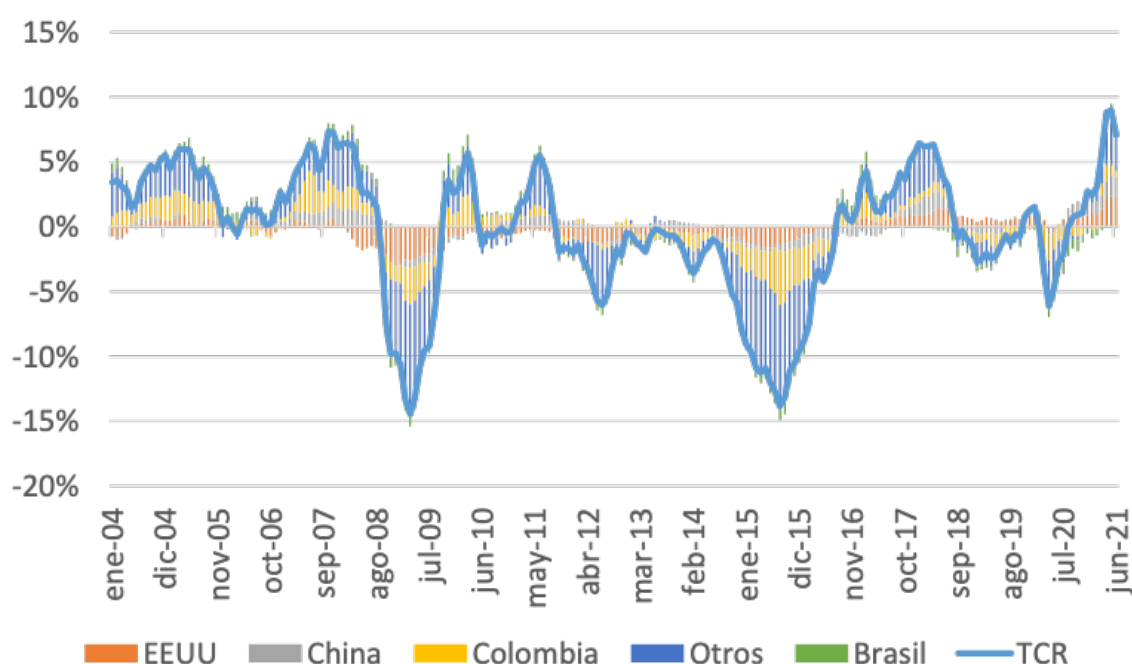
- Calderón, C. (2004) 'Un análisis del comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile', *Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo*, 266.
- Clark, P. B. and Macdonald, R. (1998) *Exchange Rates and Economics Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*. 67.
- Cruz-Rodríguez, A. (2016) 'Tipo de Cambio Real en la República Dominicana: Enfoques Alternativos de Equilibrio y Desalineamiento', *Ciencia y Sociedad*, 41(3), pp. 589–616.
- Delbianco, A. (2014) *Aplicaciones Empíricas de Quiebres Estructurales*. Universidad Nacional del Sur.
- Drine, I. and Rault, C. (2003) 'On the Long-Run Determinants of Real Exchange Rates for Developing Countries: Evidence from Africa, Latin America and Asia', *William Davidson Institute*, (571). doi: 10.2139/ssrn.411620.
- Echavarría, J. J., López-Enciso, E. A. and Misas, M. (2007) 'La Tasa de Cambio Real de Equilibrio en Colombia y su Desalineamiento: Estimación a través de un modelo SVEC', *Ensayos sobre Política Económica*, (472), pp. 282–319. doi: 10.32468/espe.5706.
- Edwards, S. (1989) 'Determinantes Reales y Monetarios del Comportamiento del Tipo de Cambio Real: Teoría y Pruebas de los Países en Desarrollo', *El Trimestre Económico*, 56(Programas de Ajuste y Crecimiento), pp. 75–110. Available at: <http://www.jstor.org/stable/23397506>.
- Fondo Monetario Internacional (2008) *Exchange rate assessments: CGER methodologies*, *IMF Occasional Papers*. doi: 10.5089/9787504950093.084.
- Fondo Monetario Internacional (2013) *The External Balance Assessment (EBA) Methodology*. 272.
- Fondo Monetario Internacional (2019) *The External Balance Assessment Methodology: 2018 Update*, *IMF Working Papers*. doi: 10.5089/9781498300933.001.
- García, Y. and Quijada, J. A. (2015) 'Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio de Honduras', *Resumen de Políticas*, IDB-PB-247.
- Gianelli, D. and Mednik, M. (2006) *Un Modelo de Corrección de Errores para el Tipo de Cambio Real en el Uruguay: 1983:I–2005:IV*. 2. Montevideo–Uruguay.
- Harris, R. (1995) *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Edited by Hemel Hempstead. England: Prentice Hall.
- Martínez-Hernández, F. A. (2017) 'The Political Economy of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Empirical Evidence for Developed and Developing Countries, 1960–2010', *Review of Political Economy*, 29(4), pp. 566–596. doi: 10.1080/09538259.2017.1382060.
- Montiel, P. J. (2007) *Equilibrium Real Exchange Rates, misalignment and competitiveness in the Southern Cone*. 62. Santiago -Chile.
- Nurkse, R. (1945) 'Chapter Three : CONDITIONS OF INTERNATIONAL MONETARY EQUILIBRIUM', in Katteel, R., Kregel, J. A., and Reinert, E. S. (eds) *Ragnar Nurkse: Trade and development*. Anthem Press.
- Segovia, S. (2003) 'Tipo de cambio real de equilibrio: un análisis del caso ecuatoriano', *Notas Técnicas BCE*, 71, pp. 139–158.
- Williamson, J. (1983) *The Exchange Rate System (Policy Analyses in International Economics)*. Edited by I. for I. Economics. Washington-Estados Unidos.

ANEXOS

ANEXO 1. Gráfico descomposición ITCR

En el siguiente gráfico, se expone la descomposición del ITCR por país, particularizando en los países que más influyen en nuestro ITCR: Estados Unidos, Colombia y China. El aporte de cada país engloba tanto el factor IPC como el factor cotización nominal, salvo para Estados Unidos, en cuyo caso, solo se estaría exponiendo la influencia del factor IPC, puesto que compartimos la misma moneda.

Gráfico 3.
Descomposición por países la evolución del tipo de cambio real
Tasa de variación anual
Periodo ene 2004-jun 2021



Fuente: BCE

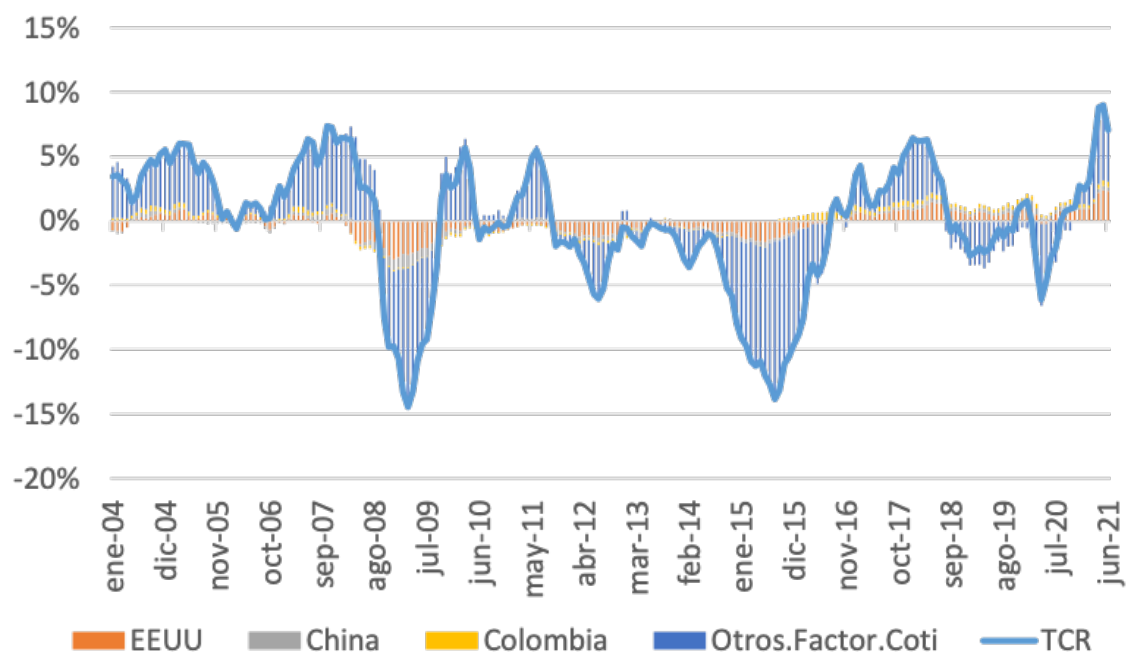
Elaboración: autora

A continuación, se exponen dos gráficos en los que se desagrega la evolución del ITCR tanto por países, como por factores.

El gráfico 4 muestra la evolución del ITCR pormenorizando la contribución a la variación de Estados Unidos, Colombia y China, pero considerando solo el factor IPC. Las barras azules representarían el factor IPC del resto de países y el factor Cotización Nominal.

Gráfico 4.

Descomposición por países, considerando solo el factor IPC de la evolución del tipo de cambio real
Tasa de variación anual
Periodo ene 2004-jun 2021



Fuente: BCE

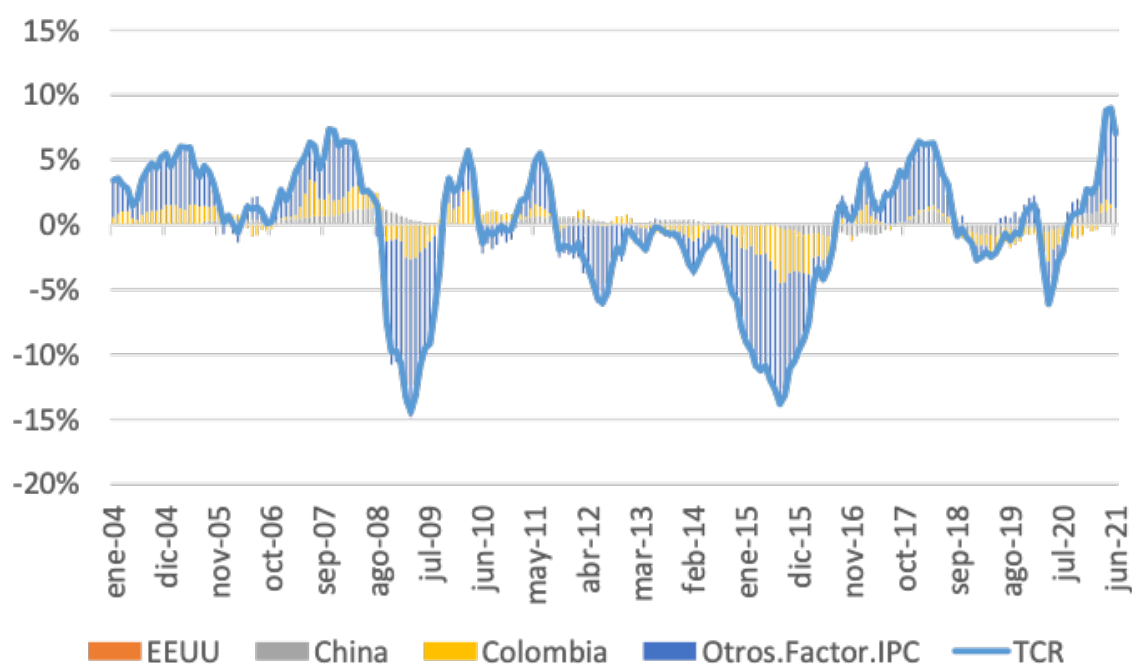
Elaboración: autora

Por su parte, el gráfico 8 detalla la contribución a la variación de Estados Unidos, Colombia y China, pero solo del factor cotización nominal. Al tener una cotización fija con Estados Unidos, la contribución de este país, en este caso particular, será nula. Para estos gráficos, las barras azules representan tanto el factor cotización nominal del resto de países como el factor IPC.

Gráfico 5.

Descomposición por países, considerando solo el factor cotización nominal de la evolución del tipo de cambio real

Tasa de variación anual
Periodo ene 2004-jun 2021



Fuente: BCE

Elaboración: autora

ANEXO 2.

Estadístico de Geweke

Considerando dos variables X y Y, la relación se fragmenta en la retroalimentación lineal de X a Y, la retroalimentación lineal de Y a X y la retroalimentación lineal instantánea entre X y Y. Para este análisis, se ingresaron las variables diferenciadas una vez. Se aplicó el estadístico a grupos de dos series temporales, considerando cada combinación entre el ITCR y el resto de las variables.

Tabla 2.
Resultados estadístico Geweke: análisis por parejas de variables
Variable 1: ITCR. Variable 2: Términos de intercambio

	Variable 1		Variable 2	Chi2	df	P-value
Granger Causation	d_l_tcr	->	d_l_ti	11.055	2	0.0040
Granger Causation	d_l_ti	->	d_l_tcr	7.2543	2	0.0266
Instantaneous feedback	d_l_tcr	<->	d_l_ti	26.8299	1	0.0000
Total correlation	d_l_tcr	,	d_l_ti	45.1392	5	0.0000

Variable 1: ITCR. Variable 2: Gasto del gobierno

	Variable 1		Variable 2	Chi2	df	P-value
Granger Causation	d_l_tcr	->	d_gob_pib	2.4833	2	0.2889
Granger Causation	d_gob_pib	->	d_l_tcr	1.3121	2	0.5189
Instantaneous feedback	d_l_tcr	<->	d_gob_pib	1.7935	1	0.1805
Total correlation	d_l_tcr	,	d_gob_pib	5.5889	5	0.3483

Variable 1: ITCR. Variable 2: Productividad

	Variable 1		Variable 2	Chi2	df	P-value
Granger Causation	d_l_tcr	->	d_prod	1.0607	2	0.5884
Granger Causation	d_prod	->	d_l_tcr	7.771	2	0.0205
Instantaneous feedback	d_l_tcr	<->	d_prod	8.6109	1	0.0033
Total correlation	d_l_tcr	,	d_prod	17.4426	5	0.0037

Variable 1: ITCR. Variable 2: Remesas

	Variable 1		Variable 2	Chi2	df	P-value
Granger Causation	d_l_tcr	->	d_rem_pib	5.8485	2	0.0537
Granger Causation	d_rem_pib	->	d_l_tcr	2.626	2	0.2690
Instantaneous feedback	d_l_tcr	<->	d_rem_pib	1.7713	1	0.1832
Total correlation	d_l_tcr	,	d_rem_pib	10.2458	5	0.0686

Variable 1: ITCR. Variable 2: Apertura comercial

	Variable 1		Variable 2	Chi2	df	P-value
Granger Causation	d_l_tcr	->	d_apertura	32.8828	2	0.0000
Granger Causation	d_apertura	->	d_l_tcr	1.9499	2	0.3772
Instantaneous feedback	d_l_tcr	<->	d_apertura	8.4447	1	0.0037
Total correlation	d_l_tcr	,	d_apertura	43.2774	5	0.0000

Variable 1: ITCR. Variable 2: Activos externos netos del panorama monetario

	Variable 1		Variable 2	Chi2	df	P-value
Granger Causation	d_l_tcr	->	d_aenpm_~b	9.4621	2	0.0088
Granger Causation	d_aenpm_~b	->	d_l_tcr	9.959	2	0.0069
Instantaneous feedback	d_l_tcr	<->	d_aenpm_~b	7.0585	1	0.0079
Total correlation	d_l_tcr	,	d_aenpm_~b	26.4796	5	0.0001

Tabla 3.
Resultados estadístico Geweke: análisis conjunto de variables

Granger Causation	Chi2	df	P-value
d_l_tcr -> d_l_ti	5.1006	2	0.0781
d_l_tcr -> d_gob_pib	0.3304	2	0.8477
d_l_tcr -> d_prod	1.2351	2	0.5393
d_l_tcr -> d_rem_pib	10.5637	2	0.0051
d_l_tcr -> d_apertura	18.1945	2	0.0001
d_l_tcr -> d_aenpf_~b	0.3301	2	0.8479
d_l_ti -> d_l_tcr	2.2323	2	0.3275
d_l_ti -> d_gob_pib	2.1309	2	0.3446
d_l_ti -> d_prod	1.9506	2	0.3771
d_l_ti -> d_rem_pib	3.6636	2	0.1601
d_l_ti -> d_apertura	0.1176	2	0.9429
d_l_ti -> d_aenpf_~b	2.6303	2	0.2684
d_gob_pib -> d_l_tcr	0.3085	2	0.8571
d_gob_pib -> d_l_ti	0.5366	2	0.7647
d_gob_pib -> d_prod	2.1423	2	0.3426
d_gob_pib -> d_rem_pib	11.7703	2	0.0028
d_gob_pib -> d_apertura	16.1225	2	0.0003
d_gob_pib -> d_aenpf_~b	2.1152	2	0.3473
d_prod -> d_l_tcr	2.3549	2	0.3081
d_prod -> d_l_ti	2.4692	2	0.2909
d_prod -> d_gob_pib	4.5604	2	0.1023
d_prod -> d_rem_pib	2.7019	2	0.259
d_prod -> d_apertura	0.2204	2	0.8956
d_prod -> d_aenpf_~b	5.8056	2	0.0549
d_rem_pib -> d_l_tcr	2.5316	2	0.282
d_rem_pib -> d_l_ti	0.2482	2	0.8833
d_rem_pib -> d_gob_pib	0.106	2	0.9484
d_rem_pib -> d_prod	2.0048	2	0.367
d_rem_pib -> d_apertura	4.6832	2	0.0962

Granger Causation	Chi2	df	P-value
d_rem_pib -> d_aenpf_~b	1.4481	2	0.4848
d_apertura -> d_l_tcr	3.2236	2	0.1995
d_apertura -> d_l_ti	1.363	2	0.5059
d_apertura -> d_gob_pib	3.2509	2	0.1968
d_apertura -> d_prod	10.9753	2	0.0041
d_apertura -> d_rem_pib	10.3029	2	0.0058
d_apertura -> d_aenpf_~b	2.5793	2	0.2754
d_aenpf_~b -> d_l_tcr	5.187	2	0.0748
d_aenpf_~b -> d_l_ti	3.9232	2	0.1406
d_aenpf_~b -> d_gob_pib	2.2884	2	0.3185
d_aenpf_~b -> d_prod	1.1389	2	0.5658
d_aenpf_~b -> d_rem_pib	1.7975	2	0.4071
d_aenpf_~b -> d_apertura	0.6567	2	0.7201
Instantaneous feedback	Chi2	df	P-value
d_l_tcr -> d_l_ti	22.7781	1	0.0000
d_l_tcr -> d_gob_pib	0.1153	1	0.7342
d_l_tcr -> d_prod	4.7744	1	0.0289
d_l_tcr -> d_rem_pib	1.9042	1	0.1676
d_l_tcr -> d_apertura	12.8517	1	0.0003
d_l_tcr -> d_aenpf_~b	8.1847	1	0.0042
d_l_ti -> d_gob_pib	9.5344	1	0.0020
d_l_ti -> d_prod	27.7319	1	0.0000
d_l_ti -> d_rem_pib	0.8695	1	0.3511
d_l_ti -> d_apertura	3.0765	1	0.0794
d_l_ti -> d_aenpf_~b	4.7396	1	0.0295
d_gob_pib -> d_prod	0.7288	1	0.3933
d_gob_pib -> d_rem_pib	0.0603	1	0.8061
d_gob_pib -> d_apertura	0.8789	1	0.3485
d_gob_pib -> d_aenpf_~b	0.6779	1	0.4103
d_prod -> d_rem_pib	10.7218	1	0.0011
d_prod -> d_apertura	0.1985	1	0.6559
d_prod -> d_aenpf_~b	0.3413	1	0.5591
d_rem_pib -> d_apertura	0.0087	1	0.9257
d_rem_pib -> d_aenpf_~b	0.0872	1	0.7677
d_apertura -> d_aenpf_~b	0.0012	1	0.9723
Total correlation	Chi2	df	P-value
d_l_tcr , d_l_ti	30.111	5	0.0000
d_l_tcr , d_gob_pib	0.7542	5	0.9799
d_l_tcr , d_prod	8.3644	5	0.1373
d_l_tcr , d_rem_pib	14.9995	5	0.0104
d_l_tcr , d_apertura	34.2697	5	0.0000

Total correlation	Chi2	df	P-value
d_l_tcr , d_aenpf_~b	13.7018	5	0.0176
d_l_ti , d_gob_pib	12.2019	5	0.0321
d_l_ti , d_prod	32.1518	5	0.0000
d_l_ti , d_rem_pib	4.7813	5	0.4432
d_l_ti , d_apertura	4.557	5	0.4723
d_l_ti , d_aenpf_~b	11.2931	5	0.0459
d_gob_pib , d_prod	7.4315	5	0.1905
d_gob_pib , d_rem_pib	11.9365	5	0.0357
d_gob_pib , d_apertura	20.2523	5	0.0011
d_gob_pib , d_aenpf_~b	5.0816	5	0.4060
d_prod , d_rem_pib	15.4285	5	0.0087
d_prod , d_apertura	11.3942	5	0.0441
d_prod , d_aenpf_~b	7.2859	5	0.2002
d_rem_pib , d_apertura	14.9948	5	0.0104
d_rem_pib , d_aenpf_~b	3.3328	5	0.6488
d_apertura , d_aenpf_~b	3.2371	5	0.6635

Fuente y Elaborado por: Autora

ANEXO 3.

Pruebas preestimación modelo VEC

- **Pruebas de estacionariedad**

Tabla 4.

Valor p del test Dickey-Fuller aumentado

Variable	Transformación	
	Nivel	Primera diferencia
Tipo de cambio real	0.554618	0.000007
Términos intercambio	0.166049	0.000000
Consumo gobierno	0.560803	0.000004
Productividad relativa	0.312010	0.000032
Remesas	0.525876	0.030181
Apertura	0.244689	0.000041
AEN	0.087135	0.000006

Fuente y Elaborado: Autora

Tabla 5.
Valor p del test Phillips Perron

Variable	Transformación	
	Nivel	Primera diferencia
Tipo de cambio real	0.691472	0.000011
Términos intercambio	0.191674	0.000000
Consumo gobierno	0.579875	0.000004
Productividad relativa	0.294678	0.000032
Remesas	0.583116	0.000000
Apertura	0.409488	0.000033
AEN	0.112828	0.000071

Fuente y Elaborado: Autora

- **Criterios de información para seleccionar el número de rezagos**

Tabla 6.
Criterios de información para seleccionar el número de rezagos

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	817.12	NA	1.13E-19	-23.76474	-23.07372	-23.4913
1	1,568.91	1,279.161	8.86E-29	-44.74348	-42.44007*	-43.83201
2	1,638.66	104.1038	5.08E-29	-45.36287	-41.44707	-43.81338
3	1,686.02	60.78927	6.23E-29	-45.31389	-39.7857	-43.12637
4	1,755.54	74.70975*	4.55E-29	-45.92647	-38.7859	-43.10093
5	1,820.36	56.11538	4.84E-29	-46.3988	-37.64584	-42.93523
6	1,921.31	66.29262	2.58e-29*	-47.94941*	-37.58407	-43.84782*

Nota: el asterisco indica el número de rezago escogido según cada criterio de información

FPE: Error final de predicción; **AIC:** Criterio de información Akaike; **SC:** Criterio de información bayesiano de Schwarz; **HQ:** Criterio de información Hannan-Quinn

Fuente y Elaborado: Autora

- **Resultados prueba estadística de Johansen**

Tabla 7.

Orden de cointegración sugerido por el Test de Johansen (Nivel 0.05)

Tendencia de los datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de prueba	No intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
	No tendencia	No tendencia	No tendencia	Tendencia	Tendencia
Trace	2	3	5	3	3
Max-Eig	2	2	2	3	1

Fuente y Elaborado: Autora

ANEXO 4.**Análisis quiebres estructurales**

Con el fin de detectar quiebres estructurales en las series, se aplicaron las siguientes pruebas estadísticas:

- **Zivot and Andrews**

Delbianco (2014) menciona que esta prueba estadística «analiza secuencialmente la posible presencia de cambios estructurales en la serie en cada observación, generando *dummies* en cada periodo. La *dummy* con mayor nivel de significatividad es tomada como indicadora del periodo en el cual la serie bajo estudio sufre un cambio de régimen». Sigue la misma lógica del *test* aumentado Dickey-Fuller, en donde la hipótesis nula se define como si la serie de tiempo tiene una raíz unitaria con quiebre estructural en el intercepto/ tendencia/ intercepto y tendencia.

En el caso de las series testeadas, esta prueba estadística no es muy determinante, aunque se muestra indicios de que las variables podrían mostrar quiebres estructurales en los periodos alrededor del 2008 y 2014.

Tabla 8.
Resultados Zivot and Andrews: intercepto

Variable	Periodo	Estadístico t	Valor crítico 1 %	Valor crítico 5 %	Valor crítico 10 %	Rechazo Ho
ITCR	2014q3	-4.3538	-5.3400	-4.8000	-4.5800	No se puede rechazar Ho
TI	2014q4	-4.7545	-5.3400	-4.8000	-4.5800	Se rechaza Ho al 90 %
GG	2008q4	-4.4867	-5.3400	-4.8000	-4.5800	No se puede rechazar Ho
Prod	2014q4	-1.8070	-5.3400	-4.8000	-4.5800	No se puede rechazar Ho
Rem	2008q1	-3.5619	-5.3400	-4.8000	-4.5800	No se puede rechazar Ho
apertura	2015q1	-4.2949	-5.3400	-4.8000	-4.5800	No se puede rechazar Ho
AEN	2006q1	-3.3976	-5.3400	-4.8000	-4.5800	No se puede rechazar Ho

Fuente y Elaborado: Autora

Tabla 9.
Resultados Zivot and Andrews: tendencia

Variable	Periodo	Estadístico t	Valor crítico 1 %	Valor crítico 5 %	Valor crítico 10 %	Rechazo Ho
ITCR	2007q3	-3.3941	-4.9300	-4.4200	-4.1100	No se puede rechazar Ho
TI	2012q1	-3.4130	-4.9300	-4.4200	-4.1100	No se puede rechazar Ho
GG	2015q1	-2.8465	-4.9300	-4.4200	-4.1100	No se puede rechazar Ho
Prod	2013q3	-4.3321	-4.9300	-4.4200	-4.1100	Se rechaza Ho al 90 %
Rem	2014q2	-2.8667	-4.9300	-4.4200	-4.1100	No se puede rechazar Ho
apertura	2008q1	-3.2276	-4.9300	-4.4200	-4.1100	No se puede rechazar Ho
AEN	2008q3	-4.8592	-4.9300	-4.4200	-4.1100	Se rechaza Ho al 95 %

Fuente y Elaborado: Autora

Tabla 10.
Resultados Zivot and Andrews: intercepto y tendencia

Variable	Periodo	Estadístico t	Valor crítico 1 %	Valor crítico 5 %	Valor crítico 10 %	Rechazo Ho
ITCR	2014q4	-3.9606	-5.5700	-5.0800	-4.8200	No se puede rechazar Ho
TI	2014q4	-4.5149	-5.5700	-5.0800	-4.8200	No se puede rechazar Ho
GG	2008q1	-4.7995	-5.5700	-5.0800	-4.8200	No se puede rechazar Ho
Prod	2013q1	-3.9305	-5.5700	-5.0800	-4.8200	No se puede rechazar Ho
Rem	2008q1	-3.8629	-5.5700	-5.0800	-4.8200	No se puede rechazar Ho
apertura	2015q1	-4.0323	-5.5700	-5.0800	-4.8200	No se puede rechazar Ho
AEN	2007q4	-4.8485	-5.5700	-5.0800	-4.8200	Se rechaza Ho al 90 %

Fuente y Elaborado: Autora

- **Qll**

Hace referencia a la prueba de Elliott-Müller para testear una variación de los coeficientes de la regresión persistente en el tiempo. La hipótesis nula dictamina que todos los coeficientes de la regresión se mantienen fijos durante toda la muestra. A continuación, se muestran los resultados al aplicar la prueba a las variables: ITCR, términos de intercambio, gasto del sector público, productividad, remesas sobre PIB, índice de apertura y AEN del panorama monetario sobre PIB. Según estos resultados, los coeficientes son estables en el tiempo.

Tabla 11.
Resultados Qll

Test stat.	1 % Crit.Val.	5 % Crit.Val.	10 % Crit.Val.
-27.056	-40.24	-35.74	33.45

Fuente y Elaborado: Autora

- **Prueba de Gregory-Hansen**

En este caso, la hipótesis nula es que no existe cointegración versus la hipótesis alternativa de cointegración con un cambio único en un momento desconocido. La ventaja de esta prueba estadística es que permite testear quiebres estructurales de un

conjunto de series estadísticas. Posee como limitante que solo se puede testear con cinco variables a la vez, una al lado izquierdo de la ecuación y cuatro al lado derecho. Bajo este contexto, la prueba se realizó considerando las siguientes variables: ITCR, términos de intercambio, gasto de gobierno, índice de apertura y activos externos netos del panorama monetario. Según esta prueba la ecuación estimada presentaría un quiebre en el primer trimestre del 2008, con un nivel de significancia del 99 %, considerando los criterios ADF y Zt.

Tabla 12.
Resultados Ghansen

	Prueba estadística	Quiebre	Fecha	Valores críticos		
				1 %	5 %	10 %
ADF	-8.56	21	2008q1	-6.92	-6.41	-6.17
Zt	-8.63	21	2008q1	-6.92	-6.41	-6.17
Za	-71.59	21	2008q1	-90.35	-78.52	-75.56

Fuente y Elaborado: Autora

- **Prueba estadística de Clemente, Montañes y Reyes**

La prueba de Clemente, Montañes y Reyes se desarrolla bajo dos especificaciones: additive outliers (clemao) e innovational outliers (clemio). Esta prueba posee la ventaja de que se puede testear la presencia de uno o dos quiebres estructurales. La prueba considera la hipótesis nula ($\rho=1$) es diferente de cero. Como se puede observar en las siguientes tablas, las variables presentan quiebres significativos alrededor del 2008 y 2014.

Tabla 13.
Resultados Clemao 2 quiebers

Variable	Periodo	P-value	Periodo	P-value
D.l_tcr	2008q2	0.002	2015q1	0.125
D.l_ti	2008q2	0.388	2014q2	0.586
D.gob_pib	2007q2	0.148	2009q3	0.047
D.prod	2007q4	0.196	2014q1	0.000
D.rem_pib	2007q2	0.003	2008q3	0.022
D.apertura	2008q3	0.064	2014q3	0.905
D.aenpf_pib	2008q1	0.407	2008q4	0.967

Fuente y Elaborado: Autora

Tabla 14.
Resultados Clemao 1 quiebre

Variable	Periodo	P-value
D.l_tcr	2008q2	0.006
D.l_ti	2008q2	0.203
D.gob_pib	2008q3	0.860
D.prod	2014q1	0.000
D.rem_pib	2007q4	0.057
D.apertura	2008q3	0.030
D.aenpf_pib	2008q4	0.103

Fuente y Elaborado: Autora

Tabla 15.
Resultados Clemio 2 quiebres

Variable	Periodo	P-value	Periodo	P-value
D.l_tcr	2008q3	0.022	2015q2	0.163
D.l_ti	2008q3	0.587	2014q3	0.331
D.gob_pib	2007q3	0.000	2009q3	0.000
D.prod	2008q1	0.808	2014q1	0.000
D.rem_pib	2007q3	0.000	2008q4	0.000
D.apertura	2007q4	0.001	2008q4	0.007
D.aenpf_pib	2008q2	0.001	2009q1	0.094

Fuente y Elaborado: Autora

Tabla 16.
Resultados Clemio 1 quiebre

Variable	Periodo	P-value
D.l_tcr	2008q3	0.170
D.l_ti	2008q3	0.223
D.gob_pib	2008q4	0.511
D.prod	2014q1	0.000
D.rem_pib	2007q4	0.727
D.apertura	2008q4	0.345
D.aenpf_pib	2008q1	0.001

Fuente y Elaborado: Autora

ANEXO 5.**Pruebas posestimación modelos VEC**

- Test de autocorrelación residual: la prueba del multiplicador de Lagrange, desarrollada por Breusch-Godfrey, es útil para conocer si existe correlación serial de orden alto. En este sentido, en la prueba se especifica el orden más alto de correlación serial que interesa testear. Se plantean las siguientes hipótesis:

H_0 : No existe correlación serial en los residuos a un determinado orden

H_1 : Existe correlación serial en los residuos a un determinado orden

Puesto que se está trabajando con datos trimestrales, el orden a ser testado fue un múltiplo de 4. Los resultados indican que a un 99 % de confianza no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula, por lo que no existe evidencia de correlación serial.

Tabla 17.

Prueba LM de correlación serial de los residuos del VEC

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	Df	Prob.
1	62.4064	49	0.0945	1.3235	(49,156.7)	0.1009
2	46.5283	49	0.5739	0.9421	(49,156.7)	0.5851
3	50.0137	49	0.4329	1.0230	(49,156.7)	0.4449
4	39.7056	49	0.8257	0.7883	(49,156.7)	0.8321
5	59.3556	49	0.1476	1.2476	(49,156.7)	0.1559
6	44.5143	49	0.6553	0.8961	(49,156.7)	0.6655
7	52.8842	49	0.3266	1.0908	(49,156.7)	0.3381
8	42.5326	49	0.7312	0.8513	(49,156.7)	0.7399

Probabilidades chi-cuadrado con 49 grados de libertad

Fuente y Elaborado: Autora

- Condición de estabilidad: esta prueba sirve para verificar si se ha especificado correctamente el número de ecuaciones de cointegración. Establece que la matriz asociada a un modelo VEC con K variables endógenas y r ecuaciones de cointegración posee $K - r$ valores propios iguales a uno. Se considera que el proceso es estable si los restantes valores propios son estrictamente menores a uno. La ecuación propuesta contiene 7 variables endógenas y 2 relación de cointegración. Como se observa a continuación, las raíces del polinomio característico son iguales a 1 en 5 ocasiones, mientras que el resto de las raíces son estrictamente menores a uno, por lo que el modelo tendría el número adecuado de relaciones de cointegración.

Tabla 18.
Condición de estabilidad del VEC. Raíces del polinomio característico

Raíz	Módulo
1	1
1	1
1	1
1.000000 - 6.23e-16i	1
1.000000 + 6.23e-16i	1
0.696001 + 0.592727i	0.9142
0.696001 - 0.592727i	0.9142
0.886756 + 0.097546i	0.8921
0.886756 - 0.097546i	0.8921
0.111873 + 0.862020i	0.8693
0.111873 - 0.862020i	0.8693
-0.665712 - 0.535832i	0.8546
-0.665712 + 0.535832i	0.8546
-0.769838	0.7698
-0.086991 - 0.761390i	0.7663
-0.086991 + 0.761390i	0.7663
0.354948 + 0.650075i	0.7407
0.354948 - 0.650075i	0.7407
-0.358007 - 0.640862i	0.7341
-0.358007 + 0.640862i	0.7341
0.539140 + 0.433789i	0.6920
0.539140 - 0.433789i	0.6920
-0.606515 + 0.300770i	0.6770
-0.606515 - 0.300770i	0.6770
-0.658549	0.6585
0.043609 + 0.480061i	0.4820
0.043609 - 0.480061i	0.4820
0.345808	0.3458

Fuente y Elaborado: Autora

- Análisis de la normalidad de las perturbaciones: se analiza la normalidad de los errores a través de la prueba multidimensional de Jarque-Bera. Se divide en tres análisis, uno que especifica si los residuos presentan asimetría; el segundo determina si la curtosis obedece a una distribución normal, y la tercera examina si los residuos cumplen con las características de una distribución normal multivariada k dimensional. Cabe destacar que, para cada análisis, se especifica cada ecuación por separado y todas las ecuaciones en conjunto.

Asimetría: en este caso la prueba de hipótesis planteada sería:

H_0 : Las perturbaciones presentan asimetría consistente con una distribución normal (estadísticamente igual a 0)

A continuación, se observa que no existe evidencia para indicar que los residuos presentan asimetría.

Tabla 19.

Prueba de normalidad de los residuos del modelo VEC: asimetría

Componente	Asimetría	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.6102	4.2818	1	0.0385
2	0.1910	0.4194	1	0.5172
3	-0.2124	0.5186	1	0.4714
4	-0.0301	0.0104	1	0.9187
5	-0.3827	1.6841	1	0.1944
6	-0.0119	0.0016	1	0.9678
7	0.0806	0.0747	1	0.7846
Juntos		6.9907	7	0.4299

Fuente y Elaborado: Autora

Curtosis: en este caso la prueba de hipótesis planteada sería:

H_0 : Las perturbaciones presentan una curtosis consistente con una distribución normal (estadísticamente igual a tres)

H_1 : Las perturbaciones no presentan una curtosis consistente con una distribución normal (estadísticamente igual a tres)

Como se puede observar en la siguiente tabla, la curtosis de los residuos es consistente con aquellos presentados bajo una distribución normal.

Tabla 20.

Prueba de normalidad de los residuos del modelo VEC: curtosis

Componente	Curtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.7688	1.6991	1	0.1924
2	3.0574	0.0095	1	0.9224
3	2.6181	0.4194	1	0.5172
4	2.8417	0.0721	1	0.7883
5	3.7272	1.5202	1	0.2176
6	3.7126	1.4601	1	0.2269
7	3.5610	0.9050	1	0.3415
Juntos		6.0854	7	0.5298

Fuente y Elaborado: Autora

Jarque Bera: en este caso, la prueba de hipótesis planteada, para todas las ecuaciones VEC en conjunto, sería:

H_0 : Las k perturbaciones siguen una distribución normal multivariada k dimensional

H_1 : Las k perturbaciones no siguen una distribución normal multivariada k dimensional

Como se puede observar en la siguiente tabla, la curtosis de los residuos es consistente con aquellos presentados bajo una distribución normal.

Tabla 21.

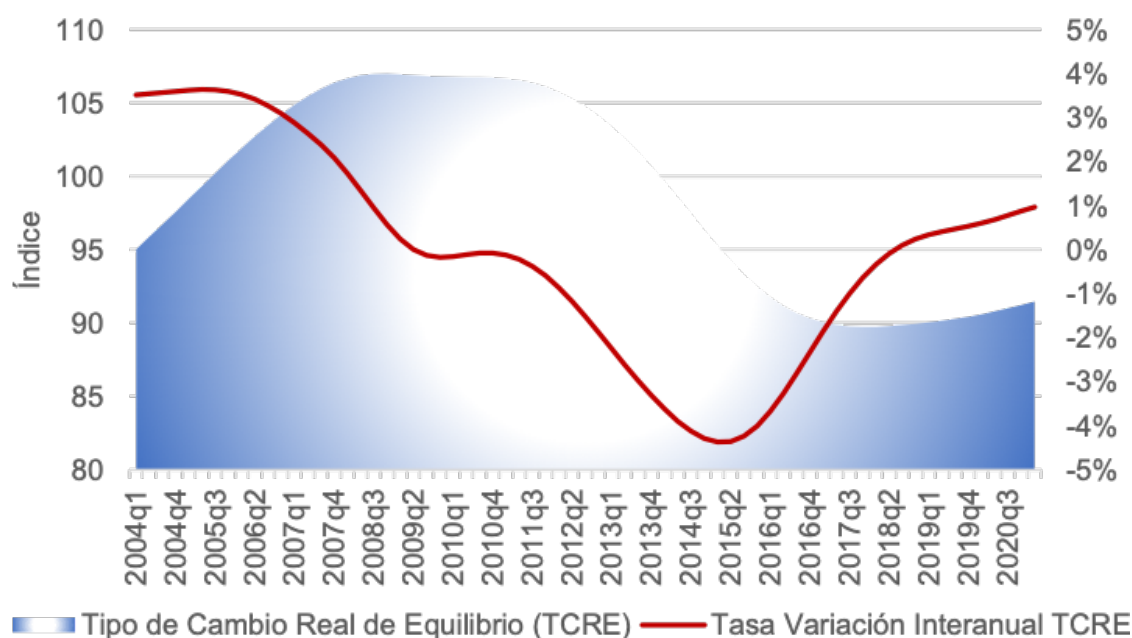
Prueba de Normalidad de los Residuos del Modelo VEC: Jarque Bera

Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.9810	2.0000	0.0503
2	0.4289	2.0000	0.8070
3	0.9380	2.0000	0.6256
4	0.0825	2.0000	0.9596
5	3.2043	2.0000	0.2015
6	1.4617	2.0000	0.4815
7	0.9797	2.0000	0.6127
Juntos	13.0761	14.0000	0.5205

Fuente y Elaborado: Autora

ANEXO 6.**Gráficos evolución TCRE y descomposición de la tasa de variación anual del TCRE**

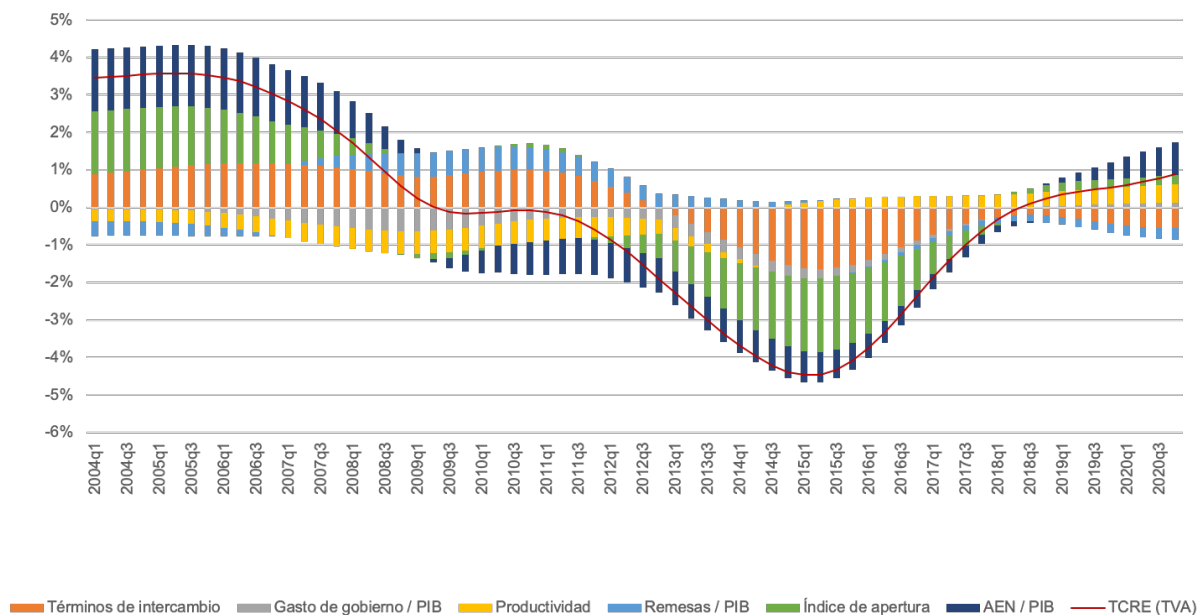
En el gráfico 2, se observa el TCRE y su tasa de variación anual (TVA) en el periodo 2003-2021, mientras que, en el gráfico 3 se descompone la TVA en los fundamentales utilizados para su cálculo. Se observa que de los determinantes del ITCR, el que más ha contribuido a la variación del TCRE ha sido el índice de apertura. Puesto que esta variable presenta signo positivo, la relación con el TCRE es directa.

Gráfico 6.**Evolución del tipo de cambio real de equilibrio**

Nota: el modelo del TCRE utiliza datos de cuentas nacionales y balanza de pagos. A la fecha, estas publicaciones se han realizado hasta el primer trimestre de 2021.

Fuente y elaboración: autora

Gráfico 7.
Contribución de los fundamentales a la variación del TCRE



Nota: el modelo del TCRE utiliza datos de cuentas nacionales y balanza de pagos. A la fecha, estas publicaciones se han realizado hasta el primer trimestre de 2021.

Fuente y elaborado: autora



TASA LIBRE DE RIESGO PONDERADA Y EVALUACIÓN DE RIESGOS DE SOLVENCIA DE LAS EMPRESAS DE TÍTULOS DE RENTA FIJA PARA EL MERCADO BURSÁTIL ECUATORIANO

*Andrés Ojeda^{*1}, Sebastián Jácome^{*2} y Marcela Guachamín^{*3}*

^{*}Escuela Politécnica Nacional - Departamento de Economía Cuantitativa

Información

Recibido:

24 de marzo de 2021

Aceptado:

15 de noviembre de 2021

Palabras clave:

Instrumentos financieros

Logit

Clasificación de riesgo

Curva de rendimiento

Tasa de riesgo

Clasificación JEL:

G14, G18, G32

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.3>

Resumen

La valoración de los instrumentos bursátiles para la formación de carteras de inversión es uno de los grandes retos financieros de los últimos años. En Ecuador, el mercado de valores se encuentra en un período de crecimiento, especialmente en valores de renta fija: estos representan más del 95 % de las negociaciones realizadas en el mercado de valores a nivel nacional en 2019. En este trabajo, la metodología publicada por el Consejo Nacional de Valores en 2009 se utiliza para la valoración a precios de mercado de valores de renta fija con el objetivo de obtener una tasa de descuento. Esto se hace mediante el cálculo de la curva de rendimiento de los bonos soberanos y luego aplicando la agrupación de márgenes para títulos con características similares. El presente trabajo de investigación propone desarrollar dos aportes a este Manual Operativo de Valoración, dado que ha pasado poco más de una década desde su último desarrollo y la realidad actual nos diferencia de la de hace aproximadamente 10 años. En primer lugar, este trabajo interpola la curva de bonos de deuda interna utilizando la metodología de Nelson, Siegel (1987) y Svensson (1994) con base en los datos de los rendimientos de los bonos del último trimestre de 2019. Además, con el fin de obtener una valoración real de los valores negociados en la bolsa de valores ecuatoriana, se propone un sistema de calificación de riesgo que evalúa la estabilidad o solvencia de los emisores que negocian sus valores en la bolsa de valores a través de un modelo logit binomial.

ORCID: ¹0000-0002-8632-1424; ²0000-0002-6088-6654; ³0000-0002-9489-242X.

Autor de correspondencia: Andrés Ojeda, oscar.ojeda@epn.edu.ec.

Copyright © 2021 Ojeda et al. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License.



WEIGHTED RISK-FREE RATE AND SOLVENCY RISK ASSESSMENT OF FIXED-INCOME SECURITY COMPANIES FOR THE ECUADORIAN STOCK MARKET

*Andrés Ojeda^{*1}, Sebastián Jácome^{*2} and Marcela Guachamín^{*3}*

^{*}Escuela Politécnica Nacional - Departamento de Economía Cuantitativa

Article Info

Received:

24th March 2021

Accepted:

15th November 2021

Keywords:

Financial instruments

Logit

Risk rating

Yield curve

Rate risk

JEL:

G14, G18, G32

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.3>

Abstract

The valuation of stock exchange instruments for the formation of investment portfolios is one of the great financial challenges of recent years. In Ecuador, the stock market is in a period of growth, especially in fixed income securities: these representing more than 95 % of the negotiations carried out in the stock market nationwide in 2019. In this paper, the methodology published by the National Securities Council in 2009 is used for the valuation at prices of market of fixed income securities with the objective of obtaining a discount rate. This is done through calculating the yield curve of sovereign bonds and then applying margins grouping for titles with similar characteristics. The present research work proposes to develop two contributions to this Valuation Operational Manual, given that a little more than a decade has passed since its last development and the current reality is different from that of approximately 10 years ago. First, this paper interpolates the internal debt bond curve using the Nelson, Siegel (1987) and Svensson (1994) methodology based on the data of the bond yields for the last quarter of 2019. In addition, in order to obtain a real valuation of the securities traded on the Ecuadorian stock market, a rating system of risk that assesses the stability or solvency of the issuers that trade their securities on the stock market through a binomial logit model is proposed.

ORCID: ¹0000-0002-8632-1424; ²0000-0002-6088-6654; ³0000-0002-9489-242X.

Corresponding author: Andrés Ojeda, oscar.ojeda@epn.edu.ec.

Copyright © 2021 Ojeda et al. Authors retain the copyright of this article. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution Licence 4.0.

1. INTRODUCCIÓN

El 15 de marzo de 2005, la Superintendencia de Bancos y Seguros del Ecuador aprueba, mediante la resolución SBS-2005-0107, el *Manual operativo para valoración a precios de mercado de contenido crediticio y de participación*. Desde entonces, se publica diariamente el vector de renta fija a largo plazo de los títulos transados en la bolsa a nivel nacional. Este cálculo sirve de referencia para la evaluación de portafolios, seguimiento de ganancias o pérdidas contables, entre otros.

Al analizar el *Manual operativo de valoración* con registro N. SBS-2005-0107 vigente, se evidencian las siguientes falencias en el cálculo del vector de precios de renta fija. En primer lugar, el cálculo de la curva de rendimientos actual se basa en un modelo logarítmico. Este modelo considera la información de los rendimientos de bonos soberanos de deuda interna desde el año 2010. Pero el comportamiento de dichos rendimientos presenta puntos atípicos muy altos al mediano plazo e inclusive más altos que los mismos bonos corporativos o titularizaciones del sector privado ecuatoriano. Esta sobrevaloración se evidencia al evaluar los rendimientos de renta fija de la metodología actual versus la nueva propuesta metodológica de cálculo de nuestra investigación, la cual se visualiza en el gráfico 6 de la sección de resultados.

En vista de que el cálculo del vector de precios de renta fija forma parte del proceso de valoración de títulos a nivel nacional, y considerando que por más de 10 años no se ha reestructurado su forma de cálculo, es importante determinar una tasa de descuento para los instrumentos de renta fija que son los más negociados en el mercado de valores ecuatoriano. Además, actualmente, la mayoría de empresas emisoras de instrumentos de renta fija que negocian en el mercado bursátil ecuatoriano registran una calificación de riesgo AAA en sus instrumentos emitidos. Esta calificación considera el impacto de la rentabilidad de la emisión y no la realidad financiera actual de las empresas emisoras. Por eso, es importante también considerar dentro de la clasificación de títulos de renta fija la estabilidad financiera de la empresa emisora.

En este contexto, nuestro estudio propone, en primer lugar, calcular la curva de bonos soberanos de deuda interna, interpolando el rendimiento actual de bonos negociados con el objeto de determinar la tasa de descuento de los instrumentos de renta fija. Dado que más del 85 % de los títulos que se transan diariamente en bolsa tienen una calificación AAA de riesgo por su emisión, la metodología actual agrupa los títulos con características similares de acuerdo con la calificación de riesgo de la emisión. Esta calificación difiere con su condición financiera actual y distorsiona el cálculo del vector de precios. Nuestra investigación también propone realizar una reclasificación de los títulos considerando el nivel de solvencia de la empresa o institución emisor, con el objeto de otorgar una calificación de acuerdo con su estabilidad financiera actual.

Bajo estos antecedentes, la presente investigación pretende describir y desarrollar dos aportes al *Manual operativo de valoración* para la selección de un vector de precios de renta fija. El primero consiste en un cambio de metodología de la obtención de la tasa de referencia de estos títulos, a través de la interpolación de

una curva de los rendimientos de los bonos soberanos del Ecuador emitidos en el 2009-2010. Los datos son obtenidos en las estadísticas monetaria y financiera del Banco Central del Ecuador. Además, se desarrollará una metodología cuantitativa para calificar el nivel de riesgo de solvencia de las empresas que emiten títulos de renta fija. Usando los balances reportados de estas empresas emisoras diciembre 2019, esta metodología considera el comportamiento de los indicadores financieros. Los balances están obtenidos en el repositorio de balances empresariales de la Superintendencia de Compañías y Seguros del Ecuador. Para el análisis, se plantea el uso de la metodología de Altman a través de un modelo logit binario.

Finalmente, los resultados de ambos métodos propuestos determinan la necesidad del cambio del cálculo de la curva de rendimientos. Eso es dado que, con la aplicación de la metodología Nelson Siegel y Svensson, se presenta una menor dispersión en la curva y un menor error cuadrático medio en comparación a la interpolación logística utilizada actualmente. Es decir, se obtendría una tasa no sobrevaluada y menor a la actual. Por otro lado, se propone la reclasificación de similares características de acuerdo con la calificación de riesgo.

El presente estudio está estructurado de la siguiente manera: en la sección 2, se analiza la literatura teórica y empírica sobre los métodos de cálculo de precios de los títulos de valor; en la sección 3, se analiza la evolución del mercado bursátil con respecto al PIB y el crecimiento de los instrumentos de renta fija en el mercado de valores ecuatoriano; la sección 4 describe los datos y la metodología utilizada en el estudio; adicionalmente, la sección 5 explica los resultados obtenidos mediante el nuevo método de interpolación de la curva para determinar la tasa de referencia y la evaluación del riesgo de solvencia de los títulos de renta fija; finalmente, las conclusiones son presentadas en la sección 6.

2. REVISIÓN TEÓRICA Y EMPÍRICA

Svensson (1994), Nelson y Siegel (1987) y Diebold & Li (2006) mencionan la importancia de determinar la tasa referencial libre de riesgos para cada país. La tasa referencial o tasa libre de riesgo se utiliza como un criterio de inversión segura para el inversionista. Esta tasa se construye mediante la curva de rendimientos de los bonos soberanos de deuda doméstica en la mayoría de los casos, según Valverde (2015).

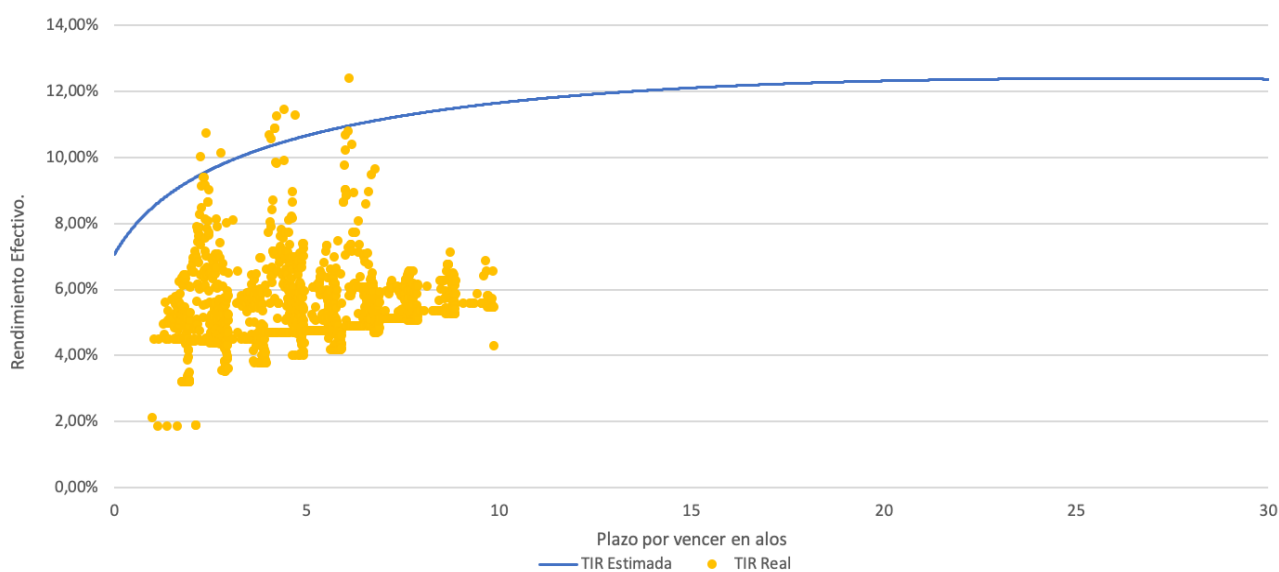
Según Castillo (2008), la curva de rendimientos es la relación de los rendimientos o tasas de interés y el plazo por vencer de los bonos que representan el comportamiento del mercado. En este contexto, Estrella & Hardouvelis (1989) evalúan la estructura temporal de las tasas de interés como predictor de la actividad económica real y concluyen que la estructura de la curva de rendimientos en los mercados permite identificar impactos producidos por recesiones económicas. Además, las curvas de rendimiento se utilizan para determinar la tasa de descuento de bonos soberanos o corporativos. Esta tasa de descuento permitirá traer a valor presente los

flujos de capital de los instrumentos bursátiles con el objeto de determinar su precio (Damodaran, 2002).

Actualmente, el mercado bursátil ecuatoriano determina la tasa y precios de los instrumentos de renta fija de acuerdo al *Manual operativo para valoración a precios de mercado de valores de contenido crediticio y de participación y procedimientos de aplicación*. En este manual, se describe una serie de procesos: i) el método de cálculo de la curva de rendimiento de los bonos de deuda interna, con el objeto de asignar una tasa a cada plazo por vencer de cada título de valor; ii) el método de cálculo del margen de tasa efectiva considerando la diferencia entre la tasa efectiva negociada y la tasa de referencia calculada; iii) la conformación de grupos de títulos que contengan similitudes de acuerdo al tipo de tasa, calificación de riesgo de la emisión, plazo por vencer y tipo de título.

En el presente trabajo de investigación, se propone implementar una variación a la metodología actual, siguiendo su esquema original, pero actualizando específicamente dos puntos: i) la obtención de la curva de rendimientos y ii) la asignación de grupos para la conformación de márgenes.

Gráfico 1.
Curva de rendimientos referencial al 31 diciembre de 2020
Metodología logarítmica (actual)



Fuente: Bolsa de Valores de Quito/cotizaciones históricas-bonos

Elaboración: autores

Al momento, en el proceso del cálculo del vector de precios de renta fija, la curva de rendimientos se encuentra calculada bajo la metodología de interpolación logarítmica. Esta metodología registra una sobrevaloración de la curva de rendimientos de referencia, como se puede identificar en el gráfico 1. De esta manera,

se presenta una estimación errada en las tasas de descuento para el cálculo de los precios de los títulos valor, haciendo que la tasa libre de riesgo doméstico teórica sea mayor a cualquier tasa del mercado ecuatoriano.

Para la interpolación de la curva de rendimientos, existen varias metodologías divididas entre paramétricas y no paramétricas, como se puede observar en la tabla 1. Las paramétricas siguen ciertos supuestos de distribución de probabilidad, mientras que los no paramétricas tienen flexibilidad en dichos supuestos. A continuación, se presenta un extracto de las metodologías de interpolación existentes:

Tabla 1.
Métodos paramétricos y no paramétricos en la interpolación de curvas de rendimiento

Metodología paramétrica	Metodología no paramétrica
La curva de Nelson-Siegel	Regresión Kernel
La curva de Svensson	Polinomios locales
Polinomios de componentes principales	Splines suavizados
Polinomios trigonométricos	Supersuavizador de Friedman

Fuente: Santana, J.C. (2008)

Elaboración: autores

Ambos tipos de cálculo tienen sus ventajas y desventajas, pero, en esencia, se puede decir que cada interpolación se acopla al país en el que se aplique. A continuación, en la tabla 2, se presenta una revisión de los modelos utilizados por los bancos centrales de varios países alrededor del mundo:

Tabla 2.
Metodologías para la interpolación de curvas de rendimiento implementadas en los principales bancos centrales

Modelo	País	Tipo de metodología
Nelson Siegel	Bélgica, Finlandia, Francia, Italia, España El Salvador, Panamá, Honduras, Guatemala, Nicaragua.	Paramétrica
Svensson	Bélgica, Francia, Alemania, Noruega, España, Suecia, Suiza, Chile, Panamá, Costa Rica, Perú, Colombia.	Paramétrica
Cubic Spline	Inglaterra	No paramétrica
Exponencial Spline	Canadá	No paramétrica
Smoothing Spline	Japón, Suecia, Estados Unidos	No paramétrica

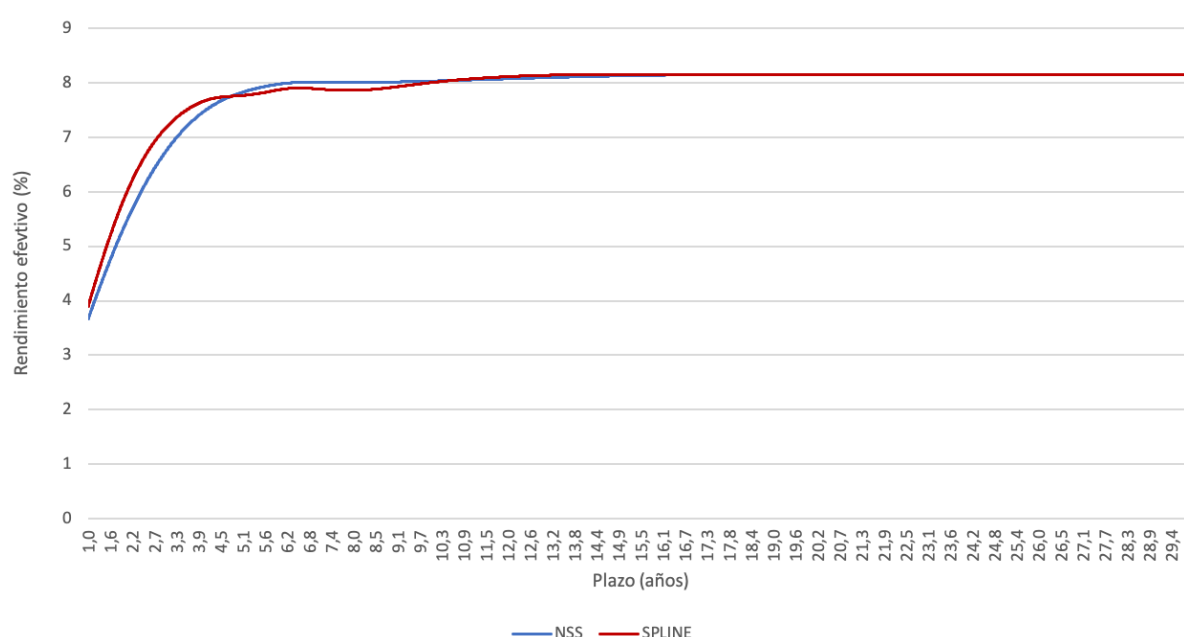
Fuente: Santana, J.C. (2008)

Elaboración: autores

En resumen, los modelos más utilizados son Nelson, Siegel (1987) y Svensson (1994) y Splines. En el caso Latinoamericano, la metodología más utilizada es la de

Nelson, Siegel y Svensson, por ser parsimonioso y por su adaptabilidad a la estructura de las tasas de interés (Carrasco, Ceballos, & Mena, 2016). Mientras que, para el caso ecuatoriano, Lara (2015) estimó curvas de rendimientos de títulos valores de renta fija a largo plazo, divididos en titularizaciones, obligaciones corporativas y bonos de deuda interna, por diferentes metodologías. Entre ellas incluyen Nelson, Siegel y Svensson, polinomio cuadrático, polinomio cúbico y Splines. El estudio concluyó que, para el caso de bonos soberanos, en términos de ajuste, suavidad y representación de la realidad, la curva Spline obtuvo mejores resultados.

Gráfico 2.
Comparación gráfica: NSS vs SPLINE



Fuente: Bolsa de Valores de Quito/cotizaciones históricas-bonos

Elaboración: autores

En el gráfico 2, donde se visualiza las comparaciones de NSS y de SPLINE, se puede observar que, por un lado, la curva estimada por metodología Nelson-Siegel (1987) y Svensson (1994) no es susceptible a grandes cambios, a pesar de negociaciones inusuales en el corto y mediano plazo. Por otro lado, la estimación por Splines si bien se adapta mejor a los datos observados, debido a sus grados de libertad, no es estable ante grandes cambios por negociaciones inusuales.

En la tabla 3, se compara los errores cuadráticos medios. Se obtiene que el error de la curva Spline¹ es menor, por sus grados de libertad, pero, no es estable

¹ La curva de Spline se refiere a cualquier curva compuesta que se forma con secciones polinómicas que satisfacen ciertas condiciones específicas de continuidad en la frontera de intervalo, González (2000).

ante datos no comunes. Por lo que, el presente trabajo propone la utilización de la metodología Nelson-Siegel y Svensson para la estimación de la curva de rendimientos en Ecuador, previo el cálculo de la tasa de descuento.

Tabla 3.
Comparación de los errores cuadráticos medios de las metodologías SPLINE y NSS

	RMSE
SPLINE	0.75335
NSS	0.83828

Fuente: Bolsa de Valores de Quito/cotizaciones históricas-bonos

Elaboración: autores

Para entender los riesgos de cada empresa, hay que medir su solvencia. Fitzpatrick (1932), Altman E. (1968), Aldrich y Nelson (1984) y Cárdenas y Robayo (2015) determinan el nivel de solvencia empresarial a través de la evaluación de la información financiera de las empresas a través de un *credit scoring*. De esta manera, se podrá garantizar que los resultados del vector de precios de renta fija reflejarán el valor real de los títulos de acuerdo con el comportamiento del sector real y la estabilidad financiera del emisor.

En el caso ecuatoriano actual, la agrupación de títulos de valor toma en consideración una calificación A, AA, y AAA otorgada por una empresa calificadora de riesgo autorizada por la Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros. Al analizar la información, se encontró que más del 85 % de los valores que cotizan en bolsa todos los días tienen una calificación crediticia de AAA. La información enviada por las calificadoras de riesgo para el cálculo de su índice contempla resultados y características diversas. Esas incluyen desde el número de empleados hasta la solvencia de la empresa. La información cualitativa de cada una de las empresas genera indirectamente una sobrecompensación en la calificación de la empresa, y esto genera una distorsión en el vector de precios. Por esta razón, es necesario una reclasificación de los títulos que evalúe el nivel de solvencia a través de una metodología cuantitativa que considere la situación financiera actual del emisor. En la tabla 4, se explica los factores principales que influyen en el riesgo de mercado bursátil, por ejemplo: tasa de interés, tipos de cambio, cotización de acciones y de mercancía.

Tabla 4.
Factores principales que influyen en el riesgo de mercado bursátil

Tasa de interés	Surgen por variaciones del valor de mercado que se presenta en los activos en relación con las tasas de intereses que sean inferiores al efecto que causa los pasivos.
Tipos de cambio	Depende netamente del comportamiento que tengan ciertos tipos de cambios y cuando el valor de los activos no sea igual al de los pasivos en la misma divisa y su diferencia no sea compensada por operaciones fuera del balance.
Cotización de mercancías	Depende netamente del comportamiento del precio de la mercancía en mercados nacionales e internacionales.
Cotización de acciones	Se encuentra estrechamente relacionado con las cotizaciones de las acciones, además de que la inversión se haya realizado con fines especulativos.

Fuente: García & Salazar (2015)

Elaboración: autores

Considerando el cálculo actual de la curva de rendimientos libre de riesgo y la clasificación en base a la calificación de riesgo otorgada, nuestro estudio contribuirá presentando una variación a la metodología actual. La metodología propuesta sigue su esquema original, pero actualiza específicamente dos puntos: i) la obtención de la curva de rendimientos y ii) la asignación de grupos para la conformación de márgenes². En primera instancia, se realizará un análisis de la curva de rendimientos, seguido por el cálculo y la asignación de márgenes. Para finalizar, se procede con la obtención de la tasa de descuento para el cálculo del precio de cada título valor. La importancia de esta tasa radica en que sobre ella se procede a calcular el costo del capital y es utilizada para la actualización de los flujos de caja futuros. Según Cardona (2009), el costo de capital, en su forma más sencilla, es aquella tasa libre de riesgo más una prima por riesgo, la cual nace por el riesgo de inversión del activo. Se supone que el costo de la deuda se ha agregado a la tasa de interés libre de riesgo. Es decir, la empresa no paga el margen de riesgo de la deuda que desea invertir. Los flujos de caja futuros resultan de llevar el dinero presente al dinero futuro, por lo que es necesario identificar la tasa de descuento de acuerdo con el horizonte del tiempo del instrumento de renta fija.

² Es el porcentaje efectivo anual expresado con hasta cuatro decimales, que se refiere a la relación existente entre la tasa de referencia (TR) y la tasa interna de retorno (TIR) utilizada para valorar cada título valor (Superintendencia de Bancos, 2020).

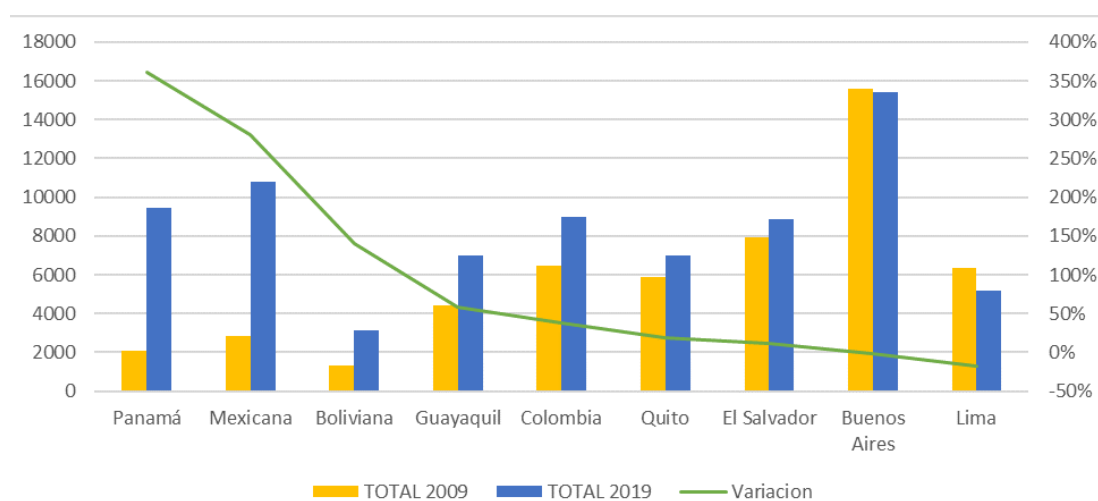
3. EVOLUCIÓN DEL MERCADO BURSÁTIL ECUATORIANO CON RESPECTO AL PIB Y EL CRECIMIENTO DEL MERCADO DE RENTA FIJA ECUATORIANO

Con el paso de los años, se ha registrado una gran brecha en la participación y operación de las diferentes bolsas a nivel mundial. Las bolsas de valores pioneras se asentaron principalmente en Europa y Estados Unidos (Lorenzo, 2009), las cuales presentan volúmenes de capitalización mayores a las instituidas en América Latina.

Estos antecedentes nos hacen reflexionar acerca del desempeño y las brechas estructurales en los mercados que existen y que han hecho que unas instituciones presenten un crecimiento y desarrollo mayor al presentado por las bolsas de valores de nuestro país.

Considerando la información sobre la cantidad de emisiones y el monto transado registrada en la Federación Iberoamericana de Bolsas y Mercados de Valores (FIAB³), podemos observar en el gráfico 3 que la Bolsa de Valores de Quito y Guayaquil registran un crecimiento del 18 % y 59 % respectivamente entre 2009 y 2019.

Gráfico 3.
Variación en la cantidad de emisiones 2009-2019



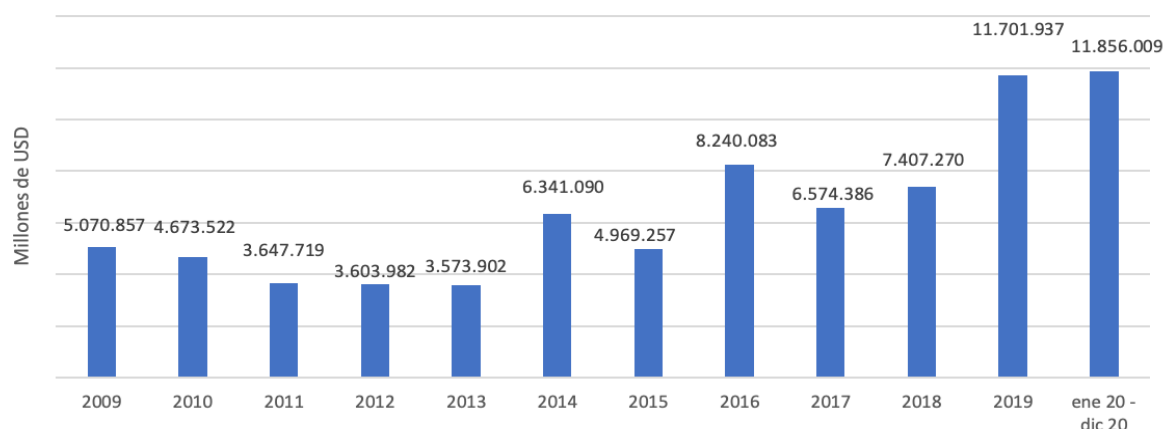
Fuente: FIAB

Elaboración: autores

³ FIAB, institución fundada en septiembre de 1973 en Río de Janeiro. Su objetivo es facilitar la participación y perfeccionamiento de las bolsas y mercados de valores, así como promover la cooperación para la integración económica y financiera, y la convergencia hacia normas, prácticas y costumbres unificadas.

El valor efectivo total operado a nivel nacional, según la Bolsa de Valores de Quito (2020), muestra un crecimiento lento durante los últimos 10 años. Como se observa en el gráfico 4, se ha pasado de operar \$5,071 millones de dólares en el año 2009 a una operación de \$11,702 millones de dólares en el año 2019. Aproximadamente, se registra un incremento del 4 % cada año. Es decir, durante este tiempo el mercado bursátil ecuatoriano ha mostrado un desarrollo poco dinámico en relación con el crecimiento de las distintas bolsas de valores de la región. Algunos aspectos externos como la cultura financiera —mencionada en los trabajos de Rooij, Lusardi y Alessie (2007) y Cocco, Gomes y Maenhout (2005)—, el apoyo del gobierno —indicado en los trabajos de Asongu (2012) y Somani (2015)— y la economía de los países —Westerhoff (2011)— pueden tener un impacto indirecto como explicación de esta diferencia. Sin embargo, la observación y análisis de los procesos internos de las empresas que conforman el portafolio puede tener un impacto mucho mayor en el desempeño del mercado bursátil, tal como lo menciona Poon y Taylor (2019).

Gráfico 4.
Montos negociados a nivel nacional (renta fija)



Fuente: Bolsa de Valores del Ecuador

Elaboración: autores

Los valores que se negocian en el mercado bursátil corresponden a deuda o apalancamiento por concepto de capital de trabajo⁴ y estos inciden directamente en el aparato productivo del Ecuador. Según, Şükrüoğlu y Temel Nalin (2014), existe una relación positiva entre el crecimiento económico y el monto negociado en el mercado de valores. En el caso ecuatoriano, como se describe en la tabla 5, cuando se presenta un crecimiento en la economía, el monto de capitalización negociada con respecto al PIB también se incrementa. Este es el caso de los años 2009, 2014, 2016 y 2019.

⁴ Capital de trabajo corresponde a recursos que la empresa requiere para operar, tales como efectivo, inversiones a corto plazo, cartera e inventarios, Peñaloza (1994).

En la tabla 5 se puede apreciar que, en los últimos 10 años, se han experimentado periodos de incremento en la negociación bursátil, alcanzando para el 2019 un aporte del 11 % con respecto al PIB a nivel nacional; pasando de negociar \$6,426 millones en 2009 a \$11,797 millones en 2019. Esto indica que todavía es un mercado con potencial para el desarrollo.

Tabla 5.
Montos bursátiles nacionales negociados en millones de dólares

Años	Monto de capitalización bursátil total. (Suma de negociaciones BVQ y BVG)	Tasa crecimiento del monto de capitalización bursátil	Monto de capitalización bursátil/ PIB corriente
2009	6,426	24 %	10.3 %
2010	5,106	-21 %	7.3 %
2011	3,768	-26 %	4.8 %
2012	3,753	0 %	4.3 %
2013	3,721	-1 %	3.9 %
2014	7,544	103 %	7.4 %
2015	5,047	-33 %	5.1 %
2016	8,336	65 %	8.3 %
2017	6,617	-21 %	6.3 %
2018	7,475	13 %	6.9 %
2019	11,797	58 %	11.0 %
ene 20- ago 20	7,839	-34 %	8.1 %

Fuente: BVQ, BVG y Banco Central del Ecuador

Elaboración: Bolsa de Valores de Quito

Tabla 6.
Detalle del crecimiento de los activos de renta fija y variable del mercado bursátil ecuatoriano

Años	Renta fija	Tasa crec. %	Part. del t. %	Renta variable	Tasa crec. %	Part. del t. %	Total nacional
2009	5,070,857	2 %	78.9 %	1,356,427	662 %	21.1 %	6,427,284
2010	4,673,522	-2 %	97.4 %	132,086	-90 %	2.6 %	5,105,921
2011	3,647,719	-27 %	97.0 %	112,917	-15 %	3.0 %	3,760,636
2012	3,603,982	-1 %	96.2 %	144,135	28 %	3.8 %	3,748,117
2013	3,573,902	-1 %	96.0 %	148,365	3 %	4.0 %	3,722,267
2014	6,341,090	77 %	84.1 %	1,203,048	711 %	15.9 %	7,544,138
2015	4,969,257	-22 %	98.5 %	77,666	-94 %	1.5 %	5,046,923
2016	8,240,083	66 %	98.8 %	96,386	24 %	1.2 %	8,336,469
2017	6,574,386	-20 %	99.4 %	42,475	-56 %	0.6 %	6,616,861
2018	7,407,270	13 %	99.1 %	67,512	59 %	0.9 %	7,474,781
2019	11,701,937	58 %	99.2 %	94,842	40 %	0.8 %	11,796,779
ene 20- ago 20	7,819,044	-33 %	99.7 %	20,276	-79 %	0.3 %	7,839,320
TOTAL	73,623,049			3,496,134			77,419,497

Fuente: Bolsa de Valores de Quito (2020)

Elaboración: autores

Los instrumentos de renta fija son los activos financieros más negociados en las bolsas de valores ecuatorianas desde el año 2009 al 2019, pues representan un 95 % del monto total negociado. Para el período enero-agosto 2020, el porcentaje de papeles de renta fija fue del 99.7 %, como se puede verificar en la tabla 6. Además, se puede observar que, a pesar de que el monto total de capitalización en ciertos períodos disminuyó, la participación de los activos de renta fija presenta un alto porcentaje de participación en todos los años con respecto a los instrumentos de renta variable, con excepción de los años 2009 y 2014 (Bolsa de Valores de Quito, 2020).

4. DATOS Y METODOLOGÍA

En la siguiente sección, se explica los datos utilizados y aplican los procedimientos explicados para la obtención de los precios de los títulos de renta fija a largo plazo. El proceso empieza con la obtención de la curva de rendimientos, construida a partir de los rendimientos de bonos de deuda interna, seguido por la clasificación de los títulos mediante un *score* de solvencia estimado por un modelo logit. Una vez realizado los dos pasos anteriores, se calcula la tasa de descuento a partir de la curva de rendimientos y la clasificación de los títulos realizada anteriormente. De esta forma, finalmente, se llega al cálculo del precio de los títulos a valorarse por medio

de su tasa de descuento aplicada al flujo de cada título valor en su respectiva tabla de amortización.

4.1. Datos

Para el desarrollo de esta investigación, se utilizaron datos proporcionados por el portal web de la Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros, y los datos de las negociaciones de bonos registradas en la página web de la Bolsa de Valores de Quito. Estas plataformas son encargadas de almacenar y proporcionar datos actuales de los indicadores financieros de las empresas registradas. La información del precio de los bonos soberanos es del último trimestre del año 2019.

En el anexo 1, se detalla la definición de cada una de las variables utilizadas en el modelo de cálculo de *score* de riesgo de solvencia para la clasificación en grupos con similares características. Las variables fueron escogidas en base a los trabajos de Brealey, Myers y Marcus (1999), Morales (2012), Morales y Tuesta (1998), Rocabert (2007), y el *Manual de indicadores* publicado por la Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros (2020).

Para el cálculo del *score* de riesgo de solvencia, se consideró una clasificación en grupos con similares características de acuerdo con el comportamiento de las siguientes variables: ROA (razón de rentabilidad sobre el activo), ROE (razón de rentabilidad sobre el patrimonio), razón de apalancamiento financiero, razón de liquidez corriente, razón de margen operativo y la calificación vigente de los títulos de renta fija a largo plazo, analizados descriptivamente en el anexo 1.

4.2. Metodología

Para el cálculo de la curva de rendimientos, se utilizará la metodología de Nelson-Siegel-Svensson (1994), siguiendo la siguiente ecuación:

$$r(T) = \beta_0 + \frac{\beta_1(1 - e^{-\frac{T}{\tau}})}{\frac{T}{\tau}} + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\frac{T}{\tau}}}{\frac{T}{\tau}} - e^{-\frac{T}{\tau}} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\frac{T}{\tau_2}}}{\frac{T}{\tau_2}} - e^{-\frac{T}{\tau_2}} \right) \quad (1)$$

Donde $r(T)$ es el rendimiento estimado de cada título valor de renta fija a largo plazo; $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ y τ, τ_2 son parámetros constantes, y T es el plazo por vencer del título valor de renta fija a largo plazo.

Como medida de bondad de ajuste, los valores que tomarán los parámetros constantes se obtienen mediante una función de minimización del error entre los valores del rendimiento estimado y los valores del rendimiento observado del título valor, como se explica en la siguiente fórmula:

$$\min \frac{\sum (r - r')^2}{n} \quad (2)$$

Donde r es el rendimiento observado de cada título valor de renta fija a largo plazo; r' , el rendimiento estimado para cada título valor de renta fija a largo plazo, y n , el número de observaciones.

El criterio del error cuadrático medio mide la dispersión alrededor del verdadero valor del parámetro (Gujarati, 2009). Por lo tanto, será la medida de bondad de ajuste que requiere el modelo. Eso es necesario para valorar la cuantía de los errores entre la curva de rendimientos estimada y la curva de rendimiento efectivos observados (Ruiz Dotras, 2005). Una vez calculada la curva de rendimientos, se procede a clasificar a los títulos mediante un *score* de solvencia presentado a continuación.

Para determinar una clasificación por grupos con características similares de acuerdo con su nivel de solvencia, se utilizó un modelo de solución binaria, con el objetivo de calcular la probabilidad de *default*, tal como se puede verificar en la siguiente ecuación propuesta por Aldrich y Nelson (1984).

$$p(X_1, X_2, \dots, X_k; \beta) = G[\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k] \quad (3)$$

Donde

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

describe el comportamiento de solvencia o insolvencia, asignando valores dicotómicos entre 0 y 1, considerando la definición de quiebra empresarial⁵, y tomando en cuenta el artículo 4 en la Ley de Concurso Preventivo, que menciona en la sección de obligaciones «... las obligaciones que excedan el ochenta por ciento del valor de sus activos se considerarán en posible riesgo de quiebra». Teniendo esto en cuenta, se elegirá como variable dependiente al indicador financiero endeudamiento sobre el activo (razón de aplacamiento). Si el indicador supera el 80 %, tomará el valor de 1, caso contrario 0:

$$Y_i \begin{cases} 1: \text{Ratio endeudamiento sobre el activo} \geq 0.8 \\ 0: \text{Ratio endeudamiento sobre el activo} < 0.8 \end{cases} \quad (5)$$

⁵ La quiebra técnica se define como una situación en la que las deudas contraídas con terceros son mayores que el valor contable de los activos de una empresa (Palacios, 2019).

Por lo tanto, si Y_i supera el límite 0.8, la empresa i estará en riesgo de insolvencia, caso contrario, no lo estará. De acuerdo con Fitzpatrick (1932), deben ser indicadores financieros que expliquen el nivel de insolvencia. En nuestro caso, serán: ROA, ROE, apalancamiento financiero, liquidez corriente, margen operativo y calificación de riesgo (otorgada al título por la calificador de riesgo).

β_i representa los coeficientes de las variables independientes. Por lo tanto, la ecuación para la regresión queda de la siguiente manera:

$$p_i = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 ROA_i + \beta_2 ROE_i + \beta_3 A_F_i + \beta_4 L_C_i + \beta_5 M_O_i + \beta_6 CALIF_i}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 ROA_i + \beta_2 ROE_i + \beta_3 A_F_i + \beta_4 L_C_i + \beta_5 M_O_i + \beta_6 CALIF_i}} \quad (6)$$

Donde p_i es la probabilidad que un emisor de los títulos de renta fija a largo plazo caiga en riesgo de insolvencia; ROA, la razón de rentabilidad sobre el activo de los títulos de renta fija a largo plazo; ROE, la razón de rentabilidad sobre el patrimonio de los títulos de renta fija a largo plazo; A_F, razón de apalancamiento financiero de los títulos de renta fija a largo plazo; L_C, la razón de liquidez corriente de los títulos de renta fija a largo plazo; M_O, la razón de margen operativo de los títulos de renta fija a largo plazo; CALIF, la calificación vigente del título valor de renta fija a largo plazo.

Como medida de bondad de ajuste, se procedió a identificar si las variables independientes influyen en el modelo planteado a través de la prueba de Wald, en la cual se contrastó con la siguiente hipótesis:

$$H_0 = B_j = 0$$

$$H_a = B_j \neq 0$$

Por lo tanto, si el p-valor es inferior a 0.05, se rechazaría H_0 , que afirma que el coeficiente es cero. Esta prueba se la puede realizar de manera individual a cada coeficiente o de manera grupal al conjunto de coeficientes en el modelo especificado.

Además, se evaluó el contraste Hosmer-Lemeshow (1980), con el objetivo de determinar la probabilidad de que una de las empresas emisoras pertenezca a un grupo u otro. Este contraste también se utilizó para evaluar la bondad de ajuste del modelo de regresión logística planteado con los valores observados. Ambas distribuciones, ajustada y observada, se contrastan mediante una prueba chi-cuadrada, mediante la siguiente prueba de hipótesis:

$$H_0 = \text{El modelo tiene una buena bondad de ajuste}$$

$$H_a = \text{El modelo no tiene una buena bondad de ajuste}$$

La hipótesis nula de la prueba de Hosmer-Lemeshow es que no hay diferencias entre los valores observados y los valores ajustados (el rechazo esta prueba indicaría que el modelo no está bien ajustado).

Uno de los objetivos de este estudio es predecir el riesgo de solvencia, por lo que se consideró evaluar la matriz de clasificación ordenada, con el objeto de

determinar si el valor de predicción coincide con el valor real (Kohavi y Provost, 1998). Esta matriz clasifica los valores reales observados y los valores ajustados, dada la siguiente estructura:

Tabla 7.
Matriz de clasificación

Valores predichos	Valores reales	
	Verdaderos positivos Falsos negativos	Falsos positivos Verdaderos negativos

Fuente: Kohavi y Provost (1998)

Elaboración: autores

Donde los positivos son los títulos de valor de largo plazo con una razón de endeudamiento mayor a 0.8, y los negativos aquellos títulos de valor de largo plazo con una razón de endeudamiento menor a 0.8.

Adicionalmente, para esta investigación, se evaluó la sensibilidad frente a la especificidad del modelo clasificador binario, con el objetivo de identificar el punto de corte óptimo a través de la curva ROC, es decir, el poder de predicción del modelo (Landgrebe TC, Duin RP, 2008).

La tasa de descuento es la variable independiente directa del precio del título valor de renta fija a largo plazo, y está compuesta por una tasa de referencia y un margen que refleja los diferentes riesgos del título no incorporados en la tasa de referencia. Sigue la siguiente fórmula:

$$TD = \{[(1 + TR) * (1 + M)] - 1\} \quad (7)$$

Donde TR es la tasa de referencia obtenida a partir de la curva de bonos de deuda interna, y M , el margen, distinto por cada categoría.

Esta fórmula viene dada basándose en una relación entre el activo libre de riesgo y el riesgo de mercado. Según Fisher (1977), para marcar la relación entre diferentes tasas de interés nominales y reales, esta fórmula logra capturar la variación entre ambas, ya que no se podría simplemente restarlas o sumarlas.

En la ecuación 7, al margen se lo observa como una variable dentro de la expresión de la tasa de descuento. Según el *Manual operativo para valoración a precios del mercado de valores de contenido crediticio y de participación y procedimiento de aplicación* (2003)⁶, el margen corresponde al porcentaje efectivo anual que relaciona a la tasa de referencia (TR) y la tasa interna de retorno (TIR) utilizada para valorar cada título valor, siguiendo la siguiente expresión.

⁶ Superbancos.gob.ec (2021).

Disponible en: https://www.superbancos.gob.ec/bancos/wp-content/uploads/downloads/2018/01/L2_III_cap_III.pdf.

$$M_i = \left\{ \left[\frac{(1 + TIR_i)}{(1 + TR_i)} \right] - 1 \right\} \quad (8)$$

Donde M_i es el margen de una operación i asignada a una categoría; TIR_i es la tasa efectiva de una operación i ; TR_i es la tasa de referencia de una operación i , obtenida a partir de la curva de bonos de deuda interna.

Según Fisher (1977), la ecuación 8 describe una relación entre la tasa efectiva intrínseca de la negociación y la tasa libre de riesgo doméstico. De esta manera, se podría descomponer de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} (1 + TIR) &\approx \text{Rendimiento del título valor en el mercado} \\ (1 + TR) &\approx \text{Rendimiento libre de riesgo doméstico} \end{aligned}$$

Finalmente, se procede a la obtención del precio del título valor, ya que se tiene calculada la tasa de descuento. El precio para cada instrumento de renta fija será igual a la sumatoria de los flujos de caja de los títulos valor de renta fija a largo plazo descontados por la tasa de descuento calculada a partir de la siguiente fórmula (Damodaran, 2002):

$$P = \frac{F_1}{(1 + r)^1} + \frac{F_2}{(1 + r)^2} + \dots + \frac{F_n}{(1 + r)^n} \quad (9)$$

Donde r es la tasa de descuento; P , el precio o valor presente del título valor de renta fija a largo plazo, y F , los flujos del título por concepto de intereses y capital.

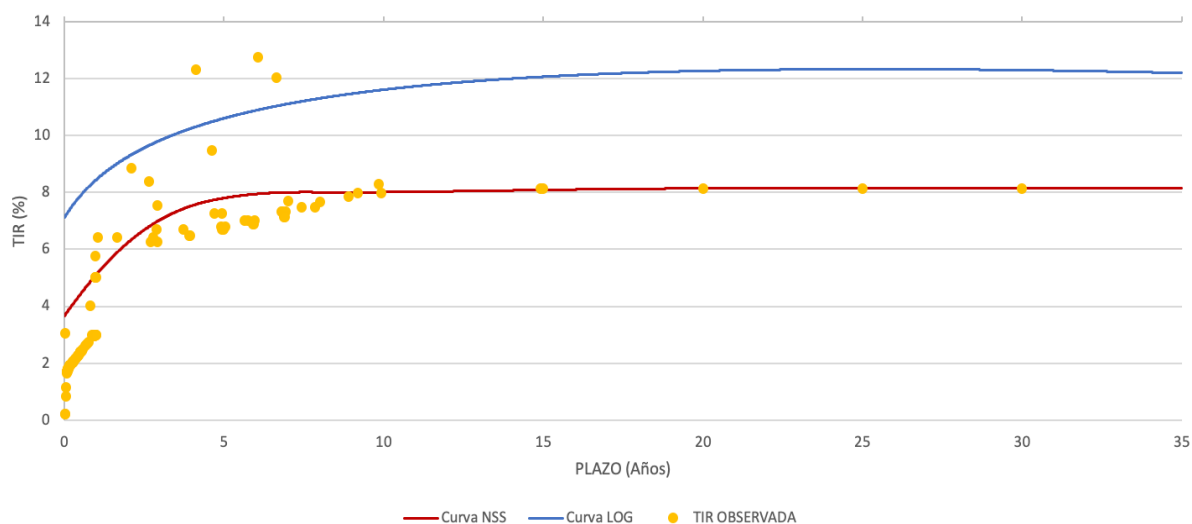
Una vez calculado el precio, es posible hacer las comparaciones necesarias para observar los resultados de la propuesta metodológica del presente trabajo de investigación.

5. RESULTADOS

En la presente sección, se detalla los resultados de la interpolación de la curva de rendimientos de bonos soberanos de deuda interna y las estimaciones realizadas por medio del modelo de probabilidad logit. Una vez realizados los dos pasos anteriores, con el objeto de analizar el impacto sobre el vector de precios de renta fija a largo plazo considerando los cambios de métodos sugeridos en este estudio, se procedió a calcular la tasa de descuento y el precio.

La propuesta de esta investigación es estimar la curva de rendimientos mediante el modelo de Nelson-Siegel-Svensson (1994). Como se muestra en el siguiente gráfico, la curva logarítmica representada en color azul registra rangos atípicos, mientras que la curva interpolada de color rojo que representa la metodología propuesta muestra una notable disminución del sesgo que se genera al estimar la curva de rendimientos de bonos de deuda interna.

Gráfico 5.
Comparación de las curvas al 30 de diciembre del 2019



Elaboración: autores

Como se puede apreciar, actualmente la curva de rendimientos de bonos de deuda interna se calcula mediante una ecuación logarítmica representada con la siguiente ecuación:

$$\ln(1 + TIR) = Plazo + \ln(Plazo) \quad (10)$$

Donde *TIR* es el rendimiento observado de cada título valor de renta fija a largo plazo; *Plazo*, los días por vencer observado de cada título valor de renta fija a largo plazo.

En la tabla 8, se presenta una comparación del error cuadrático medio de ambas metodologías:

Tabla 8.
Medidas del error cuadrático medio

Curvas	RMSE
LN (logarítmica)	3.0482
NSS (Nelson-Siegel-Svensson)	0.5594

Elaboración: autores

Como se puede constatar, el error entre las metodologías es considerable, siendo la más acertada en términos de error la de Nelson, Siegel (1987) y Svensson (1994).

A continuación, en la tabla 9 se presentan los resultados de las estimaciones por la metodología logit multinomial. Para la selección del modelo, se utilizó el procedimiento *stepwise*, el cual elige la mejor opción en base al criterio de información de Akaike (AIC).

Tabla 9.
Resultados de las estimaciones de los modelos logit

	Modelo 1	Modelo 2
(Intercepto)	-2.270194**	-2.2438**
Error estándar.	-0.810932	-0.7968
ROA	-32.198450**	-34.7032**
Error estándar.	-12.46728	-12.4384
ROE	8.910697***	8.3779**
Error estándar.	-2.528726	-2.5717
Apalancamiento financiero	1.348968***	1.306***
Error estándar.	-0.234526	-0.2314
Liquidez corriente	-0.875407	-0.8723
Error estándar.	-0.554749	(0.5483)
Margen operativo	-3.834507	
Error estándar.	-3.61915	
Calificación: AAA	0.801054	
Error estándar.	-0.568861	
Log-probabilidad	-66.057	-67.459
N	222	222

Significancia

*** = $p < 0.001$; ** = $p < 0.01$; * = $p < 0.05$

Elaboración: autores

Analizando únicamente los signos de las estimaciones, se tiene que la variable ROA presenta un efecto negativo sobre la variable dependiente. Este resultado tiene concordancia con lo descrito por Ortega (2013), ya que es una variable que refleja la calidad de los activos respecto al beneficio obtenido del periodo y tiene una relación inversa con la probabilidad de que una empresa tenga un indicador elevado de endeudamiento.

La variable independiente ROE tiene un efecto positivo en la probabilidad de que una empresa tenga una razón de endeudamiento alto. Como lo señala Chico (2013), si bien el indicador ROE mide la calidad de la utilidad respecto al patrimonio de la empresa, en esta razón no se toma en cuenta el flujo que circula, sino lo que se capitaliza; por lo tanto, tiene sentido que tenga una relación positiva.

La variable apalancamiento financiero tiene una relación positiva respecto a la variable dependiente. Este resultado difiere del signo obtenido en el estudio de empresas MIPYMES de Bravo y Bermúdez (2019), quienes llegaron a la conclusión de que tener un mayor grado de apalancamiento financiero no contribuye de manera positiva a que la empresa registre un indicador alto de endeudamiento.

Lo contrario ocurre en empresas grandes o medianas, ya que son indicadores que se correlacionan de manera positiva. Como se detalló en el capítulo 3, las empresas PYMES que negocian sus títulos en el mercado de valores son alrededor del 23 % del total de empresas. De ellas, las que negocian sus valores en el mercado de renta fija a largo plazo son aproximadamente 7, lo que representa el 1.74 % del total de empresas inscritas en el mercado de valores ecuatoriano.

Si bien la liquidez corriente muestra un signo contrario al esperado en el estudio de Bravo y Bermúdez (2019), la variable coincide con el estudio de Ortega (2013). La variable calificación, en estudios como los realizados por Fernández Castaño & Pérez Ramírez (2005), Escobillana (2015) y Salamanca & Benítez (2018), es utilizada para mostrar un análisis descriptivo del estado de las empresas o individuos de los cuales se pretende analizar su probabilidad de riesgo de insolvencia.

Tabla 10.
Resultados de las estimaciones de las variantes de los modelos logit

	logit_1	logit_2	logit_3
(Intercept)	-2.270194** (0.810932)	-2.377478* (1.060757)	-3.082733*** (0.932213)
ROA	-32.198450** (12.46728)	-25.304359* (12.568457)	
ROE	8.910697*** (2.528726)	9.039756*** (2.4708)	3.940152** (1.212752)
Apalancamiento financiero	1.348968*** (0.234526)	1.588115*** (0.271877)	1.419453*** (0.247941)
Liquidez corriente	-0.875407 (0.554749)	-0.989866 (0.649878)	-1.170889* (0.577928)
Margen operativo	-3.834507 (3.61915)	-6.602778 (3.917433)	
Calificación: AAA	0.801054 (0.568861)		
Deuda financiera EBITDA		0.038085* (0.018345)	0.033780* (0.014851)
Tamaño: PYME/grande		-0.812027 (0.626331)	
Rotación cuentas por pagar		0.004107** (0.001298)	0.003969*** (0.001203)
Sensibilidad	85.70 %	95.20 %	85.70 %
Especificidad	77.20 %	71.70 %	79.40 %
Área bajo la curva	88.50 %	91.20 %	87.80 %
Log-likelihood	-66.057	-60.334	-67.869
N	222	222	222

Significancia

*** = $p < 0.001$; ** = $p < 0.01$; * = $p < 0.05$

Elaboración: autores

Como se puede notar en la tabla 10, el aumento de la variable gasto rentabilidad no tiene significancia estadística en el modelo planteado; además, probando las variables de beneficio ROA y ROE, se puede verificar que el modelo seleccionado es el óptimo en términos de criterio de información y significancia estadística.

Como se puede apreciar en la tabla 10, los p-valores de las variables en conjunto e individuales son menores a 0.05. Eso nos da evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de que las pendientes de las variables de caso son iguales a 0, para su valor chi-cuadrado y grados de libertad.

Como se puede apreciar en la tabla 11, los p-valores de las variables en conjunto e individuales son menores a 0.05. Ello nos da evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de que las pendientes de las variables de caso son iguales a 0, para su valor chi-cuadrado y grados de libertad.

Para la evaluación del modelo se presentan los siguientes datos:

Hosmer and Lemeshow goodness of fit (GOF) test.
X-squared = 11.285, df = 8, p-value = 0.1861

Tabla 11.
Resultados de la prueba de Wald

Variables	p-valor
ROA, ROE, apalancamiento financiero, liquidez corriente	9.6e-09
ROA	0.0022
ROE	0.0018
Apalancamiento financiero	1.7e-08
Liquidez corriente	9e-14

Elaboración: autores

Hay que recordar que la hipótesis nula en este contraste representa que el modelo tenga una buena bondad de ajuste. Es decir, que los valores observados y los valores estimados sean congruentes. Lo que podemos apreciar es que el p-valor de 0.1861 es mayor a 0.05, por lo que tenemos evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula del contraste.

Teniendo en cuenta que 1 equivale a los títulos valor de largo plazo con un indicador de endeudamiento mayor a 0.8, tenemos que el porcentaje de clasificación correcta de los valores estimados y los valores observados es del 69 % y de los valores estimados con los valores observados cuando la variable toma el valor de 0 es de 82.8 %. Lo que da como resultado un porcentaje global de clasificación correcta de 80.18 %.

Por otro lado, la matriz de confusión expresada en la tabla 12 permite evaluar el porcentaje de clasificación correcta de los valores estimados contra los valores reales; por lo tanto, se puede hacer un resumen de los resultados cuyas predicciones fueron acertadas y los valores que fueron mal clasificados. Así, se puede inferir que al tener un valor mayor al 80 % como porcentaje de clasificación global podría considerarse que el modelo está clasificando de manera correcta, sin hacer de lado el error inherente en los valores ajustados.

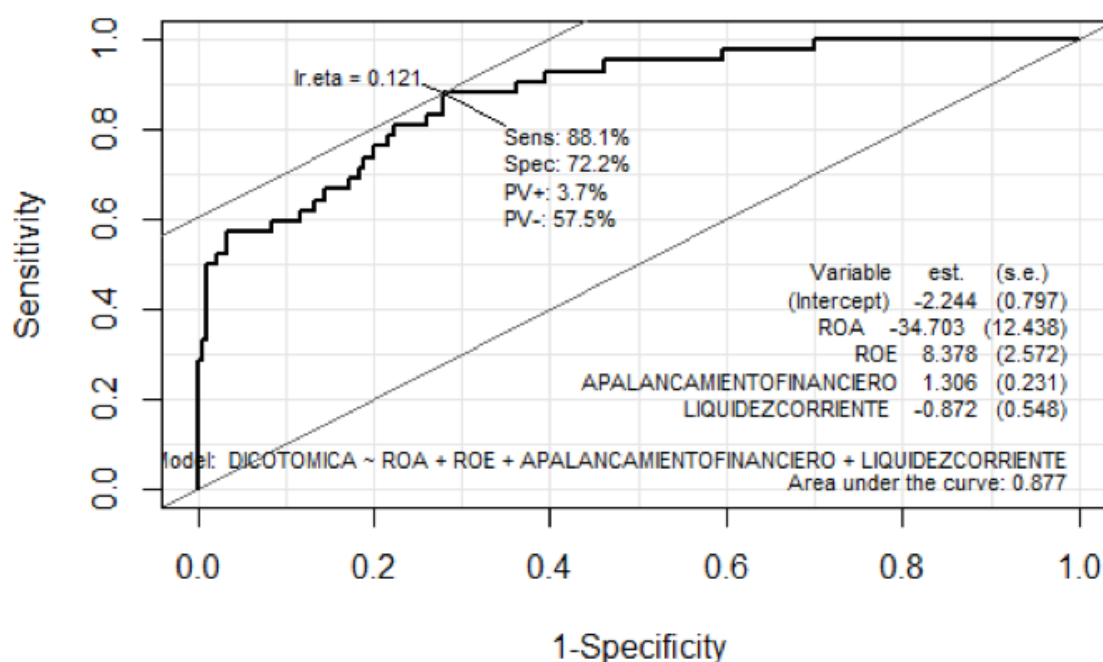
Tabla 12.
Matriz de clasificación

		Valores Estimados		
	Yi	Solvente' (0)	Insolvente' (1)	Total
Valores Observados	Solvente (0)	149	31	180
		82.8 %	17.2 %	81.1 %
	Insolvente (1)	13	29	42
		31 %	69 %	18.9 %
	Total	162	60	222

Elaboración: autores

En el gráfico 6, se puede verificar la calidad de clasificación que se presenta en el modelo planteado a través de la curva ROC, el nivel de sensibilidad es aproximadamente 88.1 %, mientras que el nivel de especificidad es de aproximadamente 72.2 %. Además, el área bajo la curva es de 0.877, valor que es cercano a 1.

Gráfico 6.
Curva ROC modelo logit_2

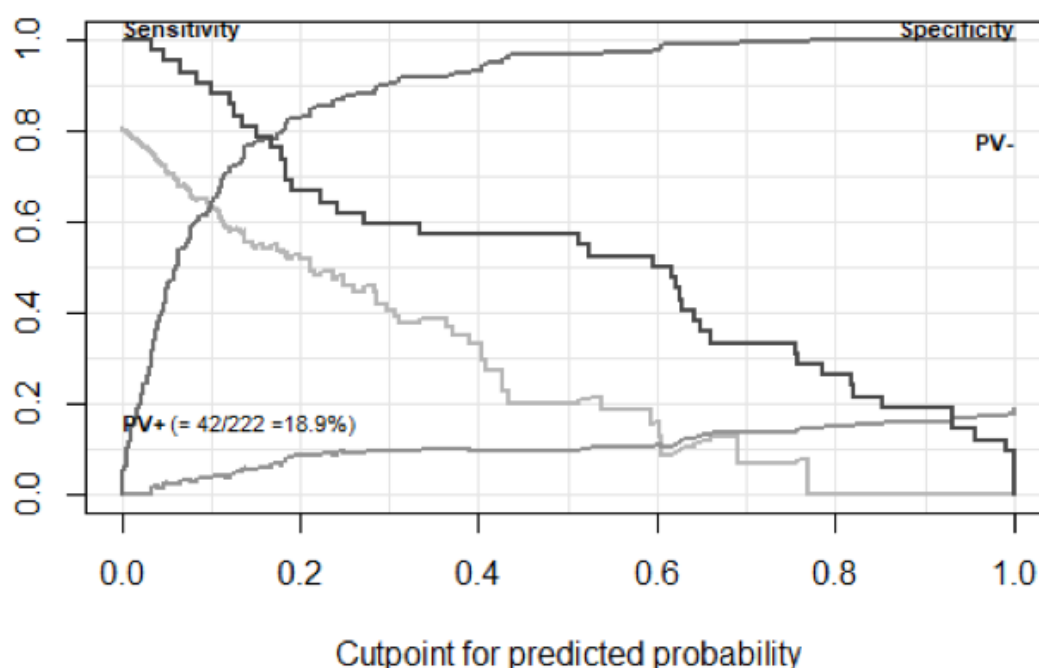


Elaboración: autores

Según Landgrebe TC. y Duin RP (2008), esto indica que el modelo tiene un buen poder de predicción. A continuación, se grafica el punto de corte óptimo para la Curva. Cabe recalcar que el cruce entre las líneas de especificidad y sensibilidad dará el punto óptimo en la que las dos funciones se maximizan. En la gráfica 7, se

identifica que el punto de corte óptimo para una correcta clasificación es aproximadamente 18.9 %, valor que concuerda con el tomado para construir la matriz de clasificación. Por lo tanto, el modelo discrimina bien, siguiendo las directrices de sensibilidad y especificidad.

Gráfico 7.
Punto de corte óptimo



Elaboración: autores

Uno de los principales pasos a seguir en los modelos de clasificación de Altman (1968) es que, una vez encontrado un modelo de agrupación, es necesario realizar un termómetro o una escala donde se puedan diferenciar las zonas de solvencia o insolvencia, pero esto se da normalmente en los modelos de análisis discriminante.

De acuerdo con Cárdenas y Robayo (2015), en su modelo logit de clasificación binaria, se considera la información disponible y los objetivos que son importantes en la clasificación. En el caso del presente proyecto de investigación, el propósito consiste en encontrar la puntuación adecuada para el emisor y sus títulos, tomando en cuenta el actual manual operativo de valoración a precios de mercado⁷. Como podemos observar en la tabla 13, los títulos cuya probabilidad se acerquen a uno

⁷ Superbancos.gob.ec (2021).

Disponible en: https://www.superbancos.gob.ec/bancos/wp-content/uploads/downloads/2018/01/L2_III_cap_III.pdf.

tendrán una probabilidad más alta de tener riesgo de insolvencia. Asimismo, los títulos que más se acerquen al color verde tendrán menos probabilidad de insolvencia.

Tabla 13.
Clasificación de los títulos mediante semáforo de probabilidad

Probabilidad de insolvencia	Límite inferior	Límite superior
AAA+	0.00	0.08
AAA	0.08	0.15
AAA-	0.15	0.23
AA+	0.23	0.31
AA	0.31	0.38
AA-	0.38	0.46
A+	0.46	0.54
A	0.54	0.62
A-	0.62	0.69
BBB+	0.69	0.77
BBB	0.77	0.85
BBB-	0.85	0.92
C	0.92	1.00

Elaboración: autores

Para la aplicación del modelo, se utilizaron datos obtenidos de la Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros con corte a junio 2020, evaluados en el modelo estimado a diciembre 2019. Una vez aplicados los rangos, se obtiene los números de emisiones por calificación de riesgo expresados en la tabla 14. Eso está presentado con el objeto de evaluar las calificaciones observadas y categorizadas por el modelo, donde es notable la recategorización que tienen los títulos vigentes.

Tabla 14.
Número de emisores por calificación de riesgo

Número de emisores por calificación de riesgo		
	Calificación Observada	Calificación estimada
AAA+	N/E*	104
AAA	65	46
AAA-	60	20
AA+	59	12
AA	28	5
AA-	6	5
A+	3	4
A	0	8
A-	1	1
BBB+	N/E*	2
BBB	N/E*	3
BBB-	N/E*	4
C	N/E*	8

Elaboración: autores

Para complementar el análisis del modelo y su aplicación, se presenta a continuación la tabla 15, donde se expresa la calificación ex ante y ex post para analizar el comportamiento de una pequeña muestra de títulos. De los títulos presentados, se cuenta con información del primer semestre del mercado bursátil ecuatoriano del año 2020, los cuales cayeron en suspensiones, impagos y cancelaciones.

Tabla 15.
Muestra de empresas que cambiaron su clasificación en base al modelo

Empresas	Último Estado	Última calificación vigente	Calificación estimada
Tuberías Pacífico S.A. TUPASA	Suspendido	AAA	C
Firmería Industrial CIA LTDA	Suspendido	AA	C
YAGLODVIAL S.A.	Impago	AA	AA-
Ecuatoriana de Granos S.A.	Cancelación	AA	BBB-
ECUAGRAN			

Elaboración: autores

Además, en la tabla 16, se puede observar el deterioro que se tiene al comparar la última calificación que tuvo el título del emisor contra la calificación estimada. Eso nos indica la necesidad de un modelo de control que ayude a controlar el riesgo existente en el mercado bursátil.

Una vez obtenida la curva de rendimientos y habiendo clasificado los títulos en categorías, se presenta un extracto del vector de precios observado y el vector de precios calculado a partir de los cambios realizados en la curva de rendimientos y en la clasificación de títulos. Es notable el cambio en la columna tasa de referencia, la cual indica los valores de la curva de rendimientos en la tabla 16, ya que con la metodología actual está sobrevalorada. Finalmente, el impacto en el precio se ve reflejado por la tasa de descuento, en donde se nota una variación, ya que depende de la curva de rendimientos y la categorización de los títulos de renta fija a largo plazo. Además, es notable que se cumple lo que menciona Allen, F.; Myers, S & Brealey, R. (2010) acerca de la relación inversa entre tasa de descuento y precio del bono.

Tabla 16.
Extracto de vector de precios

Vector de precios al 31 de diciembre (metodología actual)					Vector de precios al 31 de diciembre (metodología propuesta)				Impacto
Código del título valor	Tasa de referencia	Margen	Tasa de descuento	Precio	Tasa de referencia	Margen	Tasa de descuento	Precio	%
3530101..	9.5 %	-0.5 %	8.9 %	99.2 %	6.2 %	2.6 %	8.9 %	99.2 %	0.00004
3530101..	10.1 %	-1.6 %	8.4 %	99.8 %	6.8 %	1.4 %	8.3 %	99.9 %	0.00173
3530101..	9.4 %	-0.5 %	8.9 %	99.2 %	6.1 %	2.6 %	8.9 %	99.2 %	0.00007
4880101..	9.0 %	-0.5 %	8.5 %	99.7 %	5.7 %	2.6 %	8.4 %	99.8 %	0.00081
4880101..	10.3 %	-0.6 %	9.7 %	96.2 %	6.9 %	2.4 %	9.5 %	96.5 %	0.00356
5190101..	8.0 %	-0.2 %	7.8 %	101.1 %	4.6 %	3.1 %	7.8 %	101.1 %	-0.00008
2700101..	8.0 %	-0.2 %	7.8 %	101.1 %	4.6 %	3.1 %	7.9 %	101.1 %	-0.0001
2700101..	8.1 %	-0.2 %	7.9 %	101.1 %	4.7 %	3.1 %	7.9 %	101.1 %	-0.00013
2700101..	8.1 %	-0.2 %	8.0 %	101.0 %	4.8 %	3.1 %	8.0 %	101.0 %	-0.00017
2700101..	8.2 %	-0.2 %	8.0 %	101.0 %	4.8 %	3.1 %	8.0 %	101.0 %	-0.00021
0080203..	8.2 %	-0.2 %	8.0 %	101.0 %	4.8 %	3.1 %	8.1 %	101.0 %	-0.00023
0050203..	8.3 %	-0.2 %	8.1 %	101.0 %	4.9 %	3.1 %	8.1 %	101.0 %	-0.00026
4310203..	9.9 %	-0.6 %	9.2 %	98.6 %	6.6 %	2.4 %	9.1 %	98.7 %	0.00154
5050101..	7.4 %	0.0 %	7.4 %	100.8 %	4.0 %	3.2 %	7.4 %	100.8 %	0.00002
1480101..	7.4 %	-0.2 %	7.2 %	100.6 %	4.0 %	3.1 %	7.2 %	100.6 %	0.00006

Elaboración: autores

6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Mediante este estudio, podemos concluir que, al ejecutar la interpolación con la metodología escogida, existe un menor sesgo con el que se calcula la curva de rendimientos. El método propuesto evita de esta manera una sobrevaloración de las tasas efectivas y el cálculo de una tasa de descuento ficticia. Por lo tanto, es apreciable que la curva de Nelson, Siegel y Svensson se ajusta de mejor manera al caso ecuatoriano.

Respecto a la estimación por medio del modelo de clasificación binaria logit, se puede concluir dos aspectos fundamentales. En primer lugar, dentro de los factores que influyen en la calificación de riesgo de un título valor por parte de una calificadora de riesgo ecuatoriana, el índice de solvencia es poco significativo; es decir, influye poco a la hora de otorgar una calificación. En segundo lugar, es notable la gran cantidad de títulos de renta fija a largo plazo que se negocian en el mercado ecuatoriano con una calificación que no está acorde a la razón de solvencia de la empresa emisora. Como se pudo observar en la sección de resultados, de 192 títulos considerados AAA, 22 disminuyen de categoría a AA. Los títulos clasificados AA, que en un inicio son 28, se redistribuyen en categorías inferiores. Esto quiere decir que el total de emisores que negocian sus títulos en el mercado de valores, el 23 % aproximadamente, tiene una probabilidad alta de tener una razón de insolvencia mayor al 0.8. Es decir, sus pasivos o deudas contraídas superen a sus activos en un 80 % en el período de estudio.

Para finalizar, el mercado de valores ecuatoriano ha tenido un crecimiento notable en los últimos años, especialmente en los títulos de renta fija a largo plazo. Por lo tanto, las metodologías de cálculo para la valoración de dichos títulos deben ajustarse a los acontecimientos contemporáneos e ir actualizando sus estimaciones para tener un mercado bursátil resiliente y competitivo con los mercados vecinos.

Por otra parte, este estudio presenta algunas limitaciones, debido a la disponibilidad de la información prestada por las entidades que conforman el mercado bursátil ecuatoriano. Al tratarse de información correspondiente a los índices financieros y datos contables del mercado bursátil, depende directamente de que cada una de las instituciones entreguen o pongan a disposición estos documentos a las instituciones responsables del respaldo, manejo y análisis respectivo de la información.

En vista de esto, es necesario que la situación financiera de los emisores sea accesible, transparente y no solamente se la presente a los organismos de control para la publicación a nivel anual, sino trimestral o mensual, ya que el inversionista debe tener la información actualizada para evaluar el riesgo que asume al invertir.

Este estudio identificó la importancia de evaluar la incertidumbre financiera de la empresa y del instrumento emitido de manera conjunta y de forma continua, y no solo basarse en la calificación de riesgo que le otorga la calificadora al instrumento antes de su negociación en el mercado de valores. Esta evaluación continua servirá para que el inversionista desarrolle decisiones oportunas. Adicionalmente, que los entes de supervisión implementen estrategias a corto plazo para el monitoreo del sector del mercado de valores.

Finalmente, para futuros estudios, se sugiere realizar un análisis considerando tanto el enfoque microfinanciero como el enfoque macroeconómico. El análisis puede evaluar los impactos tanto al corto plazo y al largo plazo, con el objetivo de monitorear el riesgo de solvencia empresarial ante incertidumbres macroeconómicas. Eso permite generar estrategias para el sector empresarial y bursátil.

BIBLIOGRAFÍA

- Admin. (2010 de Septiembre de 20). Financial Red. Obtenido de <https://www.rentafija.org/valores-de-renta-fija.html>
- Aldrich, J. H., & Nelson, F. D. (1984). *Linear Probability, Logit and Probit Models*. Beverly Hills: Sage Publications .
- Allen, F., Brealey, R. A., & Myers, S. C. (2010). *Principios de finanzas corporativas*. Mexico: McGraw-Hill/Interamericana Editores, S. A.
- Altman, E. (1968). *Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy*. Journal of Finance, 589-609.
- Altman, E. I. (2005). *An emerging market credit scoring system for corporate bonds*. Emerging Market Review, 311-323.
- Asongu, S. A. (2012). *Government Quality Determinants of Stock Market*. Journal of African Business. 183–199.
- Bermudez Barrezueta, N., & Bravo Matamoros, A. (2019). *Modelo Predictivo de los Determinantes del Cierre Empresarial de las MIPYMES en el Ecuador Período 2007-2016*. Obtenido de https://ojs.supercias.gob.ec/index.php/X-pedientes_Economicos/article/download/82/25/
- Blázquez, B. H. (2003). *Teorías de decisión Bursátil*. Autores científico-técnicos y académicos, 111-118.
- Bolsa de Valores de Quito. (2006). *Código orgánico monetario y financiero*. Libro II Ley Mercado Valores.
- Bolsa de valores de Quito. (2019). Obtenido de <https://www.bolsadequito.com/index.php/mercados-bursatiles/conozca-el-mercado/el-mercado-de-valores>
- Bolsa de valores de Quito. (2020). Obtenido de <https://www.bolsadequito.com/index.php/mercados-bursatiles/conozca-el-mercado/el-mercado-de-valores>
- Brealey, R. A., Myers, S. C., & Marcus, A. J. (2007). *Fundamentos de finanzas corporativas*. Madrid: McGraw-Hill Interamericana de España.
- Buenaventura, G. (10 de 03 de 2003). *La tasa de interés: Información con estructura*. Obtenido de https://www.icesi.edu.co/revistas/index.php/estudios_gerenciales/article/download/103/html?inline=1
- Calero, D., Campos, C., Cárdenas, K., & Pancho, S. (2018). *Valores de renta fija y renta variable en el Ecuador*. Obtenido de https://www.593dp.com/index.php/593_Digital_Publisher/article/view/45
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & Craig MacKinlay, A. (s.f.). *The Econometrics of Financial Markets*.
- Cárdenas, N., & Robayo, L. (2015). Desarrollo de un indicador de Insolvencia bajo un modelo discriminante y su monitoreo a través de un análisis probabilístico para las compañías del sector de minas y canteras controladas por la superintendencia de compañías al año 2012. Escuela Politécnica Nacional.
- Cardona, O. D. (Marzo de 2009). Comunidad Andina. Obtenido de <http://www.comunidadandina.org/StaticFiles/Temas/AtencionPrevencionDesastres/EJET1GestionFinancieraRiesgoInstrumentosFinancierosCAN.pdf>
- Carrasco, S., Ceballos, L., & Mena, J. (2016). *Estimación de la estructura de tasas de interés en Chile*. Economía Chilena, 58-75.

- Castillo Bardaléz, P. (s.f.). *Moneda: Análisis*. Obtenido de <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/Moneda-141/Moneda-141-03.pdf>
- Castillo, P., & Montoro, C. (2008). *The Asymmetric Effects of Monetary Policy in General Equilibrium*. Journal of CENTRUM Cátedra., 28–46.
- Chico Teran, M. G. (2013). *Desarrollo de los Indicadores de Quiebra y Productividad para el Sector Actividades Inmobiliarias, Empresariales y de Alquiler del Ecuador, al Año 2009, de las Empresas Bajo Control de la Superintendencia de Compañías*. Obtenido de <https://bibdigital.epn.edu.ec/bitstream/15000/6418/1/CD-4915.pdf>
- Cocco, J., Gomes, F., & Maenhout, P. (2005). *Consumption and portfolio choice over the lifecycle*. *Review of Financial Studies*, 490-533.
- Código orgánico monetario y financiero. (18 de Abril de 2017). *Código orgánico monetario y financiero*. Obtenido de <https://www.bolsadequito.com/uploads/normativa/mercado-de-valores/ley-de-mercado-de-valores.pdf>
- Consejo Nacional de Valores. (s.f.). Bolsa de Valores Guayaquil. Obtenido de https://www.bolsadevaloresguayaquil.com/valoracion/vectores/res_cnv_003_2005.pdf
- Cuenca, P., Giler, D., & Villalba, C. (2015). *Proyecto de creación de estrategias para aumentar las negociaciones bursátiles en la BVG*. Bolsa de Valores de Guayaquil. Obtenido de <https://www.dspace.espol.edu.ec/bitstream/123456789/10651/3/Tesis%20-%20Bolsa%20de%20Valores%20de%20Guayaquil.pdf>
- Damodaran, A. (2002). *Investment Valuation*. New York: Wiley.
- Deloitte Touche. (Septiembre de 2018). *Normas Internacionales de Información Financiera: El Inicio de Una Nueva Era*. Recuperado el Septiembre de 2014. Obtenido de <https://www2.deloitte.com/ec/es.html>
- Diebold, F., & Li, C. (2006). *Forecasting the term structure of government bond yields*. Journal of Econometrics, 130:337-364.
- Estrella, A., & Hardouvelis, G. (1991). *The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity*. The Journal of Finance, 555-576.
- Fama, E. F. (1970). *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*. The Journal of Finance, 383-417.
- Fernandez Castaño, H., & Pérez Ramírez, F. (Junio de 2005). *El modelo logístico: Una herramienta estadística para evaluar el riesgo de crédito*. Obtenido de Revista Ingenierías Universidad de Medellín: <https://www.redalyc.org/pdf/750/75040605.pdf>
- FIAB. (2020-2009). *Anuario Estadístico 2020;2019;2018;2017;2016;2015;2014;2013;2012;2011;2010;2009*. Fact-book.
- Fisher, I. (1977). *The Theory of interest*. Porcupine Press.
- Fitzpatrick, F. (1932). *A Comparison of Ratios of Successful Industrial Enterprises with Those of Failed Firm*. Certified Public Accountant, 727-731.
- Galarza, C. (2015). *El aporte de las casas de valores al mercado de valores ecuatoriano en el periodo 2003-2012*. Obtenido de http://repositorio.puce.edu.ec/bitstream/handle/22000/9303/tesis_10_031copia.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- García, J., & Salazar, P. (2005). *Métodos de administración y evaluación de riesgo*. Obtenido de Métodos de administración y evaluación de riesgo.: http://repositorio.uchile.cl/tesis/uchile/2005/garcia_j2/sources/garcia_j2.pdf
- Gitman, L. J., & Joehnk, M. (2009). *Fundamentos de Inversiones*. Mexico: Pearson.

- Gujarati, D. (2009). *Basic Econometrics*. New Delhi: Tata McGraw-Hill Education.
- Hand, D., & Henley, W. (1997). *Statistical Classification Methods in Costumer Credit Scoring: A review*. Journal of the Royal Statistical Association, 523-541.
- Hofacker, A. (2008). *Rapid lean construction-quality rating model*. Manchester: s.n.
- Hosmer, D., Hosmer, T., & Lemeshow, S. (1980). *A Goodness-of-Fit Tests for the Multiple Logistic Regression Model*. Communications in Statistics, 1043-1069.
- Junta Bancaria del Ecuador. (2010). Junta Bancaria del Ecuador;. Obtenido de http://web.sbs.gob.ec/medios/PORTALDOCS/downloads/normativa/2010/resol_JB-2010-1724.pdf
- Kohavi, R., & Provost, F. (1988). *Glossary of Terms*. Editorial for the Special Issue on Applications of Machine Learning and the Knowledge Discovery Process.
- Koskela, L. (1992). *Application of the new production philosophy to construction*. Finland: VTT Building Technology.
- Krugman, P. (2015). *Introducción a la Economía , Macroeconomía*. Barcelona, España: Reverté.
- Landgrebe, T. C., & Duin, R. P. (2008). *Efficient multiclass ROC approximation by decomposition via confusion matrix perturbation analysis*. IEEE Trans Pattern Anal Mach Intell, 810-822.
- Lara Capa, K. M. (12 de 10 de 2015). *Estimación de curvas de rendimiento para activos de renta fija en el mercado ecuatoriano*. Aplicaciones en el Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS). Obtenido de <http://bibdigital.epn.edu.ec/handle/15000/12002>
- Lorenzo, J. A. (2009). LATIBEX. *El mercado latinoamericano de valores*. Edición Electrónica Gratuita.
- Lyn, T., Crook, J., & Edelman, D. (2017). *Credit Scoring and Its Applications*. Philadelphia: SIAM.
- Márquez, J. (2008). *An Introduction to Credit Scoring for Small and Medium Size Enterprises*. Technical Report, World Bank, Washington D.C.
- Morales, J., & Tuesta, P. (1998). *Calificaciones de crédito y Riesgo País*. Revista de Estudios Económicos, 1-26.
- Morales, V. V. (2012). Econopedia. Obtenido de <https://economipedia.com/definiciones/apalancamiento-financiero.html>
- Nelson, C., & Siegel, A. (1987). *Parsimonious Modeling of Yield Curve*. The Journal of Business, 473-489.
- Ortega Arevalo, C. F. (2013). *Desarrollo de los Indicadores de Quiebra y Productividad para el Sector Industrias Manufactureras del Ecuador, al Año 2009*. De las empresas bajo el control de la Superintendencia de compañías. Obtenido de <https://bibdigital.epn.edu.ec/bitstream/15000/6446/1/CD-4980.pdf>
- Ortiz Cevallos, L. (Octubre de 2014). *Estimación de curvas de rendimientos aplicación del Modelo Nelson-Siegel para El Salvador*. Obtenido de <https://www.bcr.gob.sv/bcrsite/uploaded/content/category/422030776.pdf>
- Palacios Cherrez, S. E. (2019). *Modelo de predicción Springate de fracaso empresarial del CIHU 1071.01, Elaboración de pan y otros productos de panadería secos de la zona 3*. Universidad Técnica de Ambato.
- Palacios, P. J. (2015). *Factores explicativos de la evaluación crediticia de las empresas en Chile, basados en ratios financieros*. Obtenido de <http://repositorio.uchile.cl/bitstream/handle/2250/129718/Factores%20explicativos%20de%20la%20evaluaci%C3%B3n%20crediticia%20de%20las%20empre.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

- Pérez, F. (2015). *Análisis y valoración de los riesgos en la empresa*. Obtenido de <https://repositorio.comillas.edu/rest/bitstreams/7214/retrieve>
- Poon, S., & Taylor, S. J. (2019). *The Relationship Between Financial Ratios and the Stock Prices of Selected European Food Companies Listed on Stock Exchanges*. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 299-307.
- R4 Desarrollo Digital. (Enero de 2018). *R4 Desarrollo Digital*. Obtenido de https://www.593dp.com/index.php/593_Digital_Publisher/article/view/45
- Ramírez, C., García, M., Pantoja, C., & Zambrano, A. (2009). *Fundamentos de matemáticas financieras*. Cartagena de Indias: Universidad Libre Sede Cartagena.
- Rayo, S., Lara, J., & Camino, D. (2010). *Un Modelo de Credit Scoring para instituciones de microfinanzas en el marco de Basilea II*. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 89-124.
- Roberts, H. (1967). *Statistical Versus Clinical Prediction of the Stocks Markets*. Center for Research in Security Prices.
- Rocabert, J. P. (2007). *Los criterios Valor Actual Neto y Tasa Interna de Rendimiento*. *Revista electrónica sobre la enseñanza de la Economía Pública*.
- Rodríguez, K. G., & Guerrero, J. M. (2012). *Cultura Financiera y el Mercado de Valores*. Obtenido de <http://repositorio.ucsg.edu.ec/bitstream/3317/6222/1/T-UCSG-PRE-ECO-CECO-150.pdf>
- Rooij, M. v., Lusardi, A., & Alessie, R. (2007). *Financial Literacy and Stock Market Participation*. National Bureau of Economic Research.
- Ruiz Dotras, E. (2005). *Comparación de curvas de tipos de interés. Efectos de la integración financiera*. Universidad de Barcelona.
- Salamanca Arias, A., & Benítez Urrea, J. (2018). *Estimación de la probabilidad de incumplimiento de créditos para una empresa del sector siderúrgico en Colombia*. Obtenido de https://repository.eafit.edu.co/bitstream/handle/10784/12870/Adriana_SalamancaArias_JohnAlejandro_BenitezUrrea_2018.pdf?sequence=2
- Samuelson, W. F. (1985). *Competitive bidding with entry costs*. *Economics Letters*, 53-57.
- Somani, S. (2015). *The Effects of Government Policies on the Stock Market*. University of South Carolina.
- Şükrüoğlu, D., & Temel Nalin, H. (2014). *The Macroeconomic Determinants of Stock Market Development*. 71.
- Superintendencia de Bancos. (2021). Obtenido de https://www.superbancos.gob.ec/bancos/wp-content/uploads/downloads/2018/01/L2_III_cap_III.pdf
- Superintendencia de Compañías. (2010). Obtenido de https://www.supercias.gob.ec/bd_supercias/descargas/ss/20111028102451.pdf
- Svensson, L. (1994). *Estimating and Interpreting Forward Interest Rating: Sweden 1992-1994*. Institute for International Economic Studies.
- Terán, F. (2015). *Construcción de un portafolio óptimo de acciones de empresas que cotizan en la bolsa de valores ecuatorianas*. Obtenido de <http://repositorio.uasb.edu.ec/bitstream/10644/4638/1/T1695-MFGR-Teran-Construccion.pdf>
- Valverde Tapia, G. N. (Julio de 2015). *Rendimiento y Riesgo de los Principales Instrumentos del Mercado de Dinero en México*. Obtenido de <http://ri.uaemex.mx/bitstream/handle/20.500.11799/66684/Tesis%20Gersaley%20Valverde-split-merge.pdf?sequence=3&isAllowed=y>
- Westerhoff, F. (2011). *Interactions between the real economy*. University of Bamberg. Department of Economics .

ANEXO 1

Detalle de variables utilizadas en el modelo de cálculo de *score* para la clasificación en grupos con similares características.

Variable	Definición	Fórmula	Detalle en base de datos			
Endeudamiento (Y)	Mide el apalancamiento financiero, es decir, la proporción de deuda que soporta una empresa frente a sus recursos propios. Este coeficiente se calcula teniendo en cuenta todas las deudas que ha contraído la sociedad tanto a corto como a largo plazo, dividiéndolo por el pasivo total (patrimonio neto más pasivo corriente y no corriente, lo que también suele denominarse capital propio) y multiplicándolo por 100 (Brealey, Myers, & Marcus, 1999).	$\frac{\text{Pasivo}}{\text{Activo}}$	Alto (1)	19 %		
			Bajo (0)	81 %		
				100 %		
Razón de rentabilidad sobre el activo (ROA).	Es una razón que nos indica la rentabilidad sobre los activos (return on assets), también llamado ROI (rentabilidad sobre las inversiones). Este indicador es fundamental, pues calcula la rentabilidad total de los activos de la empresa; es decir, es una razón de rendimiento. Generalmente, para poder valorar una empresa como rentable, el ROA debe superar el 5 % (Brealey, Myers, & Marcus, 1999).	$\frac{\text{Beneficio neto}}{\text{Activos}}$	Prom.	Des. Est.	Max.	Min.
			0.03	0.05	0.27	-0.22

Variable	Definición	Fórmula	Detalle en base de datos			
			Prom.	Des. Est.	Max.	Min.
Razón de rentabilidad sobre el patrimonio (ROE).	Rentabilidad sobre los recursos propios de la empresa (return on equity, en inglés); es decir, un parámetro destinado a medir el rendimiento que contribuye cada unidad económica aportada en los fondos propios de la sociedad (ya sea por parte de los propios accionistas o recursos generados por la propia entidad). Por tanto, nos dice la capacidad que ha tenido la empresa en un año para remunerar a sus accionistas, para que estos puedan ver si compensa o no mantener su inversión en ella (Brealey, Myers, & Marcus, 1999).	$\frac{\text{Beneficio neto}}{\text{Recursos propios}}$	0.09	0.19	0.87	-1.23
Razón de apalancamiento financiero (A_F).	Se entiende por apalancamiento financiero, o efecto leverage, la utilización de la deuda para incrementar la rentabilidad de los capitales propios. Es la medida de la relación entre deuda y rentabilidad (Morales V. V., 2012).	$\frac{\text{Activo}}{\text{Patrimonio Neto}}$	1.4	3.54	50.47	-1.08
Razón de liquidez corriente (L_C).	El activo corriente incluye básicamente las cuentas de caja, bancos, cuentas y letras por cobrar, valores de fácil negociación e inventarios. Este indicador es la principal medida de liquidez, muestra qué proporción de deudas de corto plazo son cubiertas por elementos del activo, cuya conversión en dinero corresponde aproximadamente al vencimiento de las deudas (Superintendencia de Compañías, 2020).	$\frac{\text{Activo corriente}}{\text{Pasivo corriente}}$	1.56	1.95	29.23	0.13

Variable	Definición	Fórmula	Detalle en base de datos			
			Prom.	Des. Est.	Max.	Min.
Razón de margen operativo (M_O).	La utilidad operacional está influenciada no sólo por el costo de las ventas, sino también por los gastos operacionales de administración y ventas. El margen operacional tiene gran importancia dentro del estudio de la rentabilidad de una empresa, puesto que indica si el negocio es o no lucrativo, en sí mismo, independientemente de la forma como ha sido financiado (Super Intendencia de Compañías, 2020).	$\frac{\text{Utilidad operacional}}{\text{Ventas}}$	0.078	0.077	0.346	-0.268
Calificación vigente del título valor (CALIF).	Las agencias calificadoras de riesgo son organizaciones especializadas en la evaluación de empresas, deudas soberanas y de países. Dependiendo del tipo de deudor, estas empresas especializadas se dividen en calificadoras de riesgo soberano o calificadoras de riesgo corporativo. Se pueden distinguir agencias que califican al país en su conjunto, mientras que hay otras que realizan un trabajo específico para calificar el riesgo de deuda soberana. En un segundo nivel, se pueden distinguir empresas que emplean información cualitativa mientras que otras utilizan información cuantitativa para establecer una calificación o un ranking (Morales & Tuesta, 1998).		Detalle			
			Calificación		Porcentaje	
			AA		40 %	
			AAA		60 %	
			Total		100 %	
Plazo	El plazo corresponde al periodo de tiempo que permanece antes de vencer.		Prom.	Des. Est.	Max.	Min.
			1.987	623	3.504	493

Variable	Definición	Fórmula	Detalle en base de datos			
			Prom.	Des. Est.	Max.	Min.
TIR	Está definida como la tasa de interés con la cual el valor actual neto o valor presente neto (VAN) de una inversión sea igual a cero. Recordemos que el VAN o VPN es calculado a partir del flujo de caja anual, trasladando todas las cantidades futuras al presente (valor actual), aplicando una tasa de descuento. Este método considera que una inversión es aconsejable si la TIR resultante es igual o superior a la tasa exigida por el inversor (tasa de descuento), y, entre varias alternativas, la más conveniente será aquella que ofrezca una TIR mayor. Si la TIR es igual a la tasa de descuento, el inversionista es indiferente entre realizar la inversión o no. Si la TIR es menor a la tasa de descuento, el proyecto debe rechazarse (Rocabert, 2007).	$\sum_{t=0}^n \frac{F_n}{(1+i)^n} = 0$	7.02	0.63	10.78	6.35

Elaboración: autores



DEMANDA DE CRÉDITO DURANTE LA CUARENTENA DERIVADA DEL COVID-19 EN ECUADOR

*Marcela Guachamín^{*1}, Andrea Díaz^{*2} y Carolina Guevara^{*3}*

^{*}Escuela Politécnica Nacional - Departamento de Economía Cuantitativa

Información

Recibido:

21 de julio de 2021

Aceptado:

18 de noviembre de 2021

Palabras clave:

COVID-19
Demanda de crédito
Desempleo
Autoempleo

Clasificación JEL:

J01, E21, L26, G21, G32,
E52, C58, C25

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.4>

Resumen

La cuarentena derivada de la pandemia del COVID-19 ha generado efectos negativos para los trabajadores, como la pérdida del empleo y reducción de ingresos. Para su reactivación económica, los trabajadores demandan crédito. El objetivo de este estudio es justamente determinar la demanda de crédito en general y de montos menores a \$5,000 de los trabajadores, considerando sus características socioeconómicas, laborales y financieras. Para ello, se estima un modelo probit binomial, usando datos de la encuesta nacional conducida por la Escuela Politécnica Nacional del Ecuador. Los resultados evidencian una mayor necesidad de crédito para quienes perdieron el empleo a causa de la cuarentena derivada del COVID-19 respecto a los desempleados ya existentes. Las personas con ingresos bajos, los que no tienen vivienda y quienes tienen ahorros formales necesitan crédito. Además, las características de las personas que demandan créditos en general son diferentes de las personas que demandan créditos de montos bajos.

ORCID: ¹0000-0002-9489-242X; ²0000-0002-7308-5805; ³0000-0001-7605-1443.

Autor de correspondencia: marcela.guachamin@epn.edu.ec.

Copyright © 2021 Guachamín et al. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License.



CREDIT DEMAND DURING THE QUARANTINE DERIVED FROM COVID-19 IN ECUADOR

*Marcela Guachamín^{*1}, Andrea Díaz^{*2} and Carolina Guevara^{*3}*

^{*}Escuela Politécnica Nacional - Departamento de Economía Cuantitativa

Article Info

Received:

21st July 2021

Accepted:

18th November 2021

Keywords:

COVID-19
Credit demand
Labor
Unemployment
Self-employment

JEL:

J01, E21, L26, G21, G32,
E52, C58, C25

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.4>

Abstract

The quarantine derived from the COVID-19 pandemic has generated negative effects for workers such as job loss and income reduction. For their economic reactivation, workers demand credit. The objective of this study is to determine the credit demand of workers in general and for quantities lower than \$5,000, considering their socio-economic and financial characteristics. To do so, a binomial probit model is estimated using data from a national survey conducted by the National Polytechnique School of Ecuador. The results evidence a higher need for credit for those who lost their jobs due to the quarantine derived from the COVID-19 pandemic with respect to existent unemployed people. A higher probability of necessity of credit is obtained for those people with low income, with no property and with formal savings. Moreover, the characteristics of people that demand credit of low amounts are different from those that demand credit in general.

ORCID: ¹0000-0002-9489-242X; ²0000-0002-7308-5805; ³0000-0001-7605-1443.

Corresponding author: Marcela Guachamín, marcela.guachamin@epn.edu.ec.

Copyright © 2021 Guachamín et al. Authors retain the copyright of this article. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution Licence 4.0.

1. INTRODUCCIÓN

La crisis pandémica del COVID-19 ha impactado la economía en el Ecuador negativamente, generando un decrecimiento del producto interno bruto del 7.8 % a diciembre del 2020. Esta disminución de la producción y ventas de las empresas desencadenó un aumento del desempleo de 5 puntos porcentuales a diciembre de 2020. Con el estado de excepción que se estableció el 16 de marzo de 2020, empezó un tiempo prolongado de cuarentena obligatoria. Esto generó el decrecimiento de las principales actividades económicas como el transporte (13.8 %), actividades profesionales, técnicas y administrativas (8.8 %), enseñanza y servicios sociales y de salud (7.3 %), manufactura (6.9 %), y comercio (8.2 %), entre otros (Banco Central del Ecuador, 2020). Por la paralización total o parcial de las empresas y la disminución de los salarios tanto en el sector público como privado, hubo una caída de la liquidez de los hogares, así, el poder adquisitivo de la población, su nivel de consumo y su capacidad de pago de obligaciones disminuyó. En vista de la reducción de las fuentes de ingreso, surge la necesidad de mecanismos de financiación para pagar deudas de consumo o deudas entorno al negocio que poseen (Cordera y Provencio, 2020) o para reactivarse económicamente.

En este escenario de crisis, las entidades financieras formales concedieron periodos de gracia y refinanciaron las deudas de los actores económicos con los intereses correspondientes. Según Rivero (2020), esto no fue suficiente, pues la actividad económica no se retomó en su totalidad. El proceso de restructuración crediticia se enfocó en alargar los plazos y no en el cambio del poder adquisitivo del individuo y en su necesidad actual para reactivarse económicamente. Por ello, es necesario el desarrollo de nuevos productos crediticios. Además, es importante que los gobiernos consideren una estrategia de inclusión financiera que permita mayor accesibilidad a la población vulnerable (Pacheco y Yaruro, 2016). La eliminación de trabas crediticias puede permitir que los agricultores y las pequeñas empresas no se vean tan afectados por las crisis (Bernanke, 1983).

Considerando este contexto, el presente estudio tiene como objetivo caracterizar sociodemográfica y financieramente a las personas que necesitan crédito por montos para reactivarse económicamente en el marco de la pandemia. Para alcanzar este objetivo, se emplea un modelo probit binomial, utilizando los datos obtenidos por la encuesta con cobertura nacional Impactos Económicos y Financieros a los Trabajadores Ecuatorianos COVID-19, realizada por el Departamento de Economía Cuantitativa y el Departamento de Matemática de la Escuela Politécnica Nacional durante el mes de mayo del 2020. Esta encuesta cuenta con información de los trabajadores en aspectos como características demográficas, situación laboral, situación económica y financiera. Con esto, este estudio no solo contribuye a determinar de manera general la demanda de crédito, sino la demanda de crédito de montos bajos, lo que permite diferenciar las características de las personas que demandan créditos de montos altos.

Finalmente, los resultados obtenidos en este estudio reflejan la necesidad de crédito de los trabajadores en base a sus condiciones socioeconómicas, laborales y

financieras. El principal resultado muestra que la pandemia COVID-19 influyó de manera significativa en la demanda de crédito, puesto que las personas que perdieron su empleo debido a la cuarentena tienen una necesidad mayor de crédito que las personas que estaban desempleadas antes de la cuarentena. Los trabajadores públicos y privados en relación de dependencia, por su estabilidad laboral, tienen una menor necesidad de crédito que los desempleados permanentes. Los trabajadores autónomos tienen mayor necesidad, justamente por la inestabilidad de sus ingresos. Adicionalmente, los resultados del estudio de demanda de crédito de montos menores a \$5,000 muestran que hay mayor probabilidad de necesitar este tipo de crédito para las mujeres, las personas con ingresos bajos y para los que no tienen vivienda pero que tienen ahorros formales. Estas características identificadas muestran la necesidad de implementar estrategias de acceso a créditos emergentes, por lo que mediante este estudio se sugiere crear nuevos productos financieros crediticios que consideren las necesidades y la capacidad de pago de los sujetos de crédito evaluados en esta investigación.

El presente estudio está estructurado de la siguiente manera: en la sección dos, se desarrolla la revisión de la literatura; en la sección tres, se explican los datos y la metodología utilizada; en la sección cuatro, se presentan los resultados obtenidos, y, finalmente, en la sección cinco, se describen las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA TEÓRICA Y EMPÍRICA

Una de las principales consecuencias que generan las crisis financieras o de fuerza mayor en la población es la necesidad de buscar mecanismos de financiación para reactivarse económicamente o de suavizar su consumo. El crédito, uno de estos mecanismos, permite cubrir los déficits y en algunos casos es un medio para generar oportunidades de negocio (Meka y Grider, 2016). Al crédito se puede acceder a través de servicios financieros formales e informales (amigos, familiares o la usura).

En situaciones de crisis, existe una menor liquidez macroeconómica, por lo que las inversiones con financiamiento bancario bajan (Cornejo y Leiva, 2016). La mayoría de las instituciones financieras formales de los países latinoamericanos, por cuestiones de costos operativos y de monitoreo, limitan el otorgamiento de créditos a la mayoría de los individuos con bajos niveles de ingreso, que trabajan en la informalidad y no tienen estabilidad laboral (Corporación Andina de Fomento, 2011). Estos factores que dificultan el acceso a crédito —además del nivel de activos, el nivel de educación, educación financiera y la etnicidad— están frecuentemente relacionados. Así, superar dichos obstáculos al acceso a crédito no es una tarea fácil, puesto que se presenta una incidencia de obstáculos múltiples.

Considerando esto, la población pobre y afectada económicamente a consecuencia de una crisis, al buscar financiamiento, no obtiene respuesta por parte de la mayoría de las entidades financieras formales. En los países en desarrollo, sobre todo en periodo de crisis, el acceso a capital es un factor crítico (Ordoñez y Guerra,

2014), especialmente para las personas de bajos ingresos (Calle, 2016; Iregui, Melo, Ramírez y Tribín, 2016). Según Mejía (2019), en Ecuador, los ingresos y los gastos del hogar influyen significativamente en la probabilidad de obtener un crédito en un 31 % y 24.4 %, respectivamente. Una característica que determina la falta de acceso a crédito es el empleo informal en estos países. Los comerciantes informales no pueden acceder al crédito formal por falta de garantías y de estabilidad de su negocio (León, 2013; Iregui et al., 2016) o por presentar problemas en la central de riesgos (Ordóñez y Guerra, 2014). León (2013) identifica que el acceso al crédito por parte de los comerciantes en Perú depende de la formalidad tributaria del negocio y de su historial crediticio. Sin registro tributario, es más complicado obtener un crédito en una institución financiera formal para un comerciante. Cuando los trabajadores informales que son cabeza de familia necesitan financiamiento para solventar gastos de alimentación, salud, o para su negocio, acceden a créditos de consumo en el sector formal. Mejía (2019) enfatiza que, para otorgar un crédito, es necesario tener garantías como las letras de cambio y los pagarés. Frente a estos problemas de acceso, en África subsahariana, Rodríguez y Díaz (2011) proponen un mecanismo de financiamiento para la población más pobre, desarrollando emprendimientos sostenibles. Las microfinanzas son otra alternativa de financiamiento para la población con menores ingresos y sin acceso a los productos crediticios de la banca privada (Gulli, 1999).

Las personas con bajos niveles de educación, que generalmente poseen bajos ingresos, tienen un limitado acceso a crédito formal (Iregui et al., 2016; Mejía, 2019). Botello (2014) identificó que, en Bolivia, la probabilidad de tener créditos informales es más alta dentro de los microemprendedores con educación primaria, de estratos socioeconómicos bajos y las mujeres. Por su parte, Iregui et al. (2016) y Matrone (2018) no encontraron diferencias entre hombres y mujeres en los casos de Colombia y Ecuador, respectivamente. En el estudio para Ecuador, Matrone (2018) muestra que la probabilidad de acceder a un crédito se reduce para quienes se autodefinen como indígenas, si el jefe de hogar es adulto mayor y si el jefe de hogar reside en la región oriente. Respecto a los créditos formales en un estudio para Colombia, Iregui et al. (2016) añade que, si la persona tiene empleo y tiene propiedades, será más probable que acceda a crédito formal. Los campesinos que poseen tierras tienen mayores probabilidades de acceder a un crédito a pesar de sus niveles bajos de ingresos, ya que sus tierras son garantía y mitigan el riesgo crediticio (Matrone, 2018). Así, Iregui et al. (2016) no muestran diferencias significativas entre la zona urbana y la rural sobre el acceso al tipo de crédito y la probabilidad de mora. Entre las características sociodemográficas que determinan una mayor probabilidad de acceso a crédito formal, según algunos estudios, están si el jefe de hogar está casado y si tiene una familia con un mayor número de integrantes (Iregui et al., 2016; Matrone, 2018; Mejía, 2019). Otro factor importante para acceder a créditos formales es la educación financiera (Calle, 2016; Mejía, 2019). Iregui et al. (2016) muestran que, en la probabilidad de estar en mora, las variables que más influyen son la pérdida del empleo del individuo encuestado y la muerte del individuo.

3. METODOLOGÍA

3.1. Datos

En la presente investigación, se usa la encuesta dirigida a los trabajadores realizada en mayo de 2020 por el Departamento de Economía Cuantitativa y el Departamento de Matemática de la Escuela Politécnica Nacional para conocer la necesidad de crédito de los individuos durante la pandemia COVID-19. Se realizó una difusión masiva de la encuesta a través de redes sociales y correo electrónico institucional. La muestra, no aleatoria, alcanzó un número de 3,868 individuos a nivel nacional. Después de depurar la base de datos, considerando inconsistencias en la información, se obtuvo una base de datos con información sociodemográfica, socioeconómica y financiera de 3,780 individuos.

En base a dicha información, se estimaron dos modelos. El primer modelo evalúa si un individuo desea o no un crédito, con una población de 3,780 individuos. El segundo modelo identifica las características de los individuos que necesitan créditos de hasta de \$5,000 para reactivarse económicamente, con una población de 2,143 individuos.

3.2. Modelo probit

Para analizar la necesidad de crédito de los individuos, se utiliza el modelo probabilístico de elección discreta probit. Entonces, se considera la siguiente probabilidad de elección (Wooldridge, 2006):

$$P(y = 1|x) = P(y = 1|x_1, x_2, \dots, x_k) \quad (1)$$

$$P(y = 1|x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + \beta X) \quad (2)$$

Donde y toma el valor de 1 si el individuo tiene necesidad de crédito y 0 caso contrario. X es un vector de variables con las características sociodemográficas, socioeconómicas y financieras de los individuos; G es una función que adopta valores entre cero y uno para todos los números reales Z , lo cual asegura que las probabilidades de respuesta estén estrictamente entre cero y uno. En el modelo probit, G es la función de distribución acumulada normal estándar, expresada de la siguiente forma (Wooldridge, 2006):

$$G(z_i) = \int_{-\infty}^{z_i/\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{z^2}{2}\right] dt \quad (3)$$

La función G es creciente, aumenta con más rapidez en $z = 0$, $G(z_i) \rightarrow 0$ a medida que $z \rightarrow -\infty$, $G(z_i) \rightarrow 1$ a medida que $z \rightarrow \infty$. La estimación de los

coeficientes se realiza por medio del método de máxima verosimilitud, que da lugar a estimadores eficientes (con varianza mínima). En muestras grandes, el estimador de máxima verosimilitud es consistente y se distribuye normalmente (Wooldridge, 2006).

3.2.1. Variables dependientes

La variable dependiente del modelo general de necesidad de crédito se construye en base a la pregunta de la Encuesta a Trabajadores en Tiempos de COVID-19: «¿Actualmente, dadas las circunstancias de la crisis sanitaria, usted necesitaría un préstamo?». Del total de la muestra, el 56.72 % de los encuestados respondieron que necesitan un crédito.

La variable dependiente del modelo de necesidad de crédito de montos inferiores a \$5,000 se construye en base a la pregunta: «¿Cuál sería el monto total que necesitaría dadas las circunstancias de la crisis sanitaria?». Del total de la muestra, el 57.82 % necesitan este rango de montos de crédito. Se escoge este rango de referencia, puesto que es el más bajo de las escalas presentadas en la encuesta.

3.2.2. Variables independientes

En la tabla 1, se muestra la estadística de frecuencias de las variables de manera general y respecto a la necesidad de crédito. Una gran parte de los individuos encuestados viven en los cantones que son capitales de provincias (77.01 %), y, de ellos, un 45 % necesita crédito. Por el contrario, de los individuos que no viven en ciudades capitales de provincia, un 94 % necesita un crédito. En la encuesta, los rangos de edad tienen una proporción similar. De los que tienen entre 35 a 45 años y de 45 a 60 años, un 62.7 % y un 63.9 % necesitan crédito. En cuanto al género, el 49 % de las personas encuestadas son mujeres, quienes tienen una mayor necesidad de crédito (58 %) que los hombres (55 %). La mayoría de los individuos encuestados posee estudios superiores (69.76 %); de ellos, un 53 % necesita crédito. Las personas que no tienen estudios superiores necesitan de un crédito en mayor medida (66 %). Respecto a la situación de pareja, las personas en una relación (casados y unión libre) necesitan crédito en mayor grado que las personas que no están en una relación de pareja, como los solteros, divorciados o viudos.

Considerando la ocupación, la mayoría de los encuestados expresa estar desempleado (47 %)¹. En este grupo, se diferencia entre las personas que estaban desempleados antes de la cuarentena (25 %) y las que cayeron en desempleo debido a la cuarentena (22 %). Los que necesitan en mayor medida de crédito son los desempleados por COVID-19 que los desempleados permanentes. Por el contrario, los trabajadores en relación de dependencia necesitan de préstamos en menor medida. Así,

¹ Según las estadísticas del INEC, la tasa de desempleo nacional se ubicó en 13.3 % para el período mayo-junio 2020.

se evidencia que las personas sin contratos de trabajo tienen una mayor afectación y por ende mayor necesidad de financiamiento para reactivarse o mantener su consumo. Respecto a la actividad económica, la mayoría expresó dedicarse a actividades de servicios de bajo conocimiento tales como actividades de alojamiento, servicios de comidas, artes, entretenimiento, etc. De estos trabajadores, el 45.5 % necesita crédito.

En cuanto a los ingresos de los individuos, la mayoría (51.8 %) expresa ganar hasta dos salarios mínimos y el 12.17 % ganan más de cinco salarios mínimos. La necesidad de crédito por rangos de ingreso no es conclusiva. Sin embargo, el efecto de la pandemia en la reducción de los ingresos de los individuos ha hecho que quienes vieron reducidos sus ingresos (70.01 %) necesiten en mayor medida de préstamos para solventar sus gastos respecto a quienes no vieron reducidos sus ingresos (17.7 %). El 45 % de los encuestados no posee seguro público ni privado. La necesidad de crédito para estas personas sin seguro es mayor (67 %) que para las personas que sí cuentan con un seguro, sea privado o público. Asimismo, una mayor proporción de quienes no tienen ahorros necesitan crédito (65 %). Sin ahorros ni seguro, la población vulnerable puede caer en la pobreza o en situaciones precarias que disminuyan su bienestar (Rivero, 2020). Poseer ahorros o seguros favorecen al bienestar de los individuos porque permiten mitigar los riesgos al poder responder los *shocks* exógenos (Banco Mundial, 2018), pero el 55.4 % no ha recibido charlas o materiales sobre educación financiera. Este aspecto no parece ser un factor relevante en la necesidad de un nuevo crédito. La mayoría de quienes no tienen garantías para solventar un crédito o se encuentran en la central de riesgos expresan tener necesidad de un nuevo crédito (91.10 % y 98.8 % respectivamente). El 75.18 % de los individuos que tienen deudas de consumo necesitan adquirir un nuevo crédito, así como el 64.09 % de quienes tienen deudas con otras personas de manera informal necesitan crédito. Los motivos más importantes por los cuales los encuestados no solicitan un crédito en una entidad bancaria son: no poder pagar los créditos (11.9 %) y considerar que las tasas de interés son muy altas (11.32 %).

Al hablar sobre los montos más requeridos, en el caso de tener la necesidad de un nuevo un crédito, la mayoría (57.82 %) expresa necesitar hasta \$5,000; el 21.04 % entre \$5,000 y \$10,000, mientras que solo el 21.14 % expresa necesitar más de \$10,000. Por montos hasta de \$5,000, las mujeres tendrán más preferencia (61.74 %) y por montos entre los \$5,001 y los \$10,000, los hombres (52.77 %) tendrán más preferencia a este monto de crédito. Quienes se encuentran en una relación (52.36 %) preferirán montos superiores a los \$5,000, así como también para el 57.07 % de los individuos que poseen vivienda.

En cuanto al nivel educativo, el 51.04 % de quienes tienen educación superior preferirán los montos hasta de \$5,000, y el 70.13 % para quienes no tienen educación superior. Los que han perdido su trabajo o se encuentran desempleados (50.87 %) expresan necesitar montos de \$10,000 o más para satisfacer sus necesidades. Por otro lado, de quienes aumentaron su ingreso durante la pandemia, el 57.69 % expresa, en caso de solicitar un nuevo crédito, necesitar entre \$5,001 y \$10,000 o más de \$10,000. La gran mayoría de los que han visto reducido sus ingresos o, en el mejor de los

casos, lo han mantenido expresan necesitar hasta \$5,000. El 66.28 % de quienes no tienen seguro expresa necesitar un crédito.

Tabla 1.
Variables usadas en los modelos

	Variable	Frecuencia en la muestra completa	Porcentaje en la muestra completa	Frecuencia de necesidad de crédito	Necesidad de crédito respecto a la variable en cuestión
Cantón	Capital de provincia	2,911	77.01 %	1,328	45.62 %
	No es capital de provincia	869	22.99 %	816	93.90 %
Edad	De 18 hasta 24 años	926	24.50 %	438	47.30 %
	De 25 hasta 34 años	892	23.60 %	473	53.03 %
	De 35 hasta 44 años	936	24.76 %	587	62.71 %
	De 45 hasta 60 años	856	22.65 %	547	63.90 %
	Más de 60 años	170	4.50 %	99	58.24 %
Género	Hombre	1,930	51.06 %	1,062	55.03 %
	Mujer	1,850	48.94 %	1,082	58.49 %
Nivel educativo	No superior	1,143	30.24 %	761	66.57 %
	Superior	2,637	69.76 %	1,383	53.54 %
Estado civil	Esta una relación	1,636	43.28 %	996	60.88 %
	No está en una relación	2,144	56.72 %	1,148	53.54 %

	Variable	Frecuencia en la muestra completa	Porcentaje en la muestra completa	Frecuencia de necesidad de crédito	Necesidad de crédito respecto a la variable en cuestión
Situación laboral durante la pandemia	Autónomo	111	2.94 %	85	4.06 %
	Autónomo con educación superior	295	7.80 %	189	9.03 %
	Empleado público	854	22.59 %	364	17.39 %
	Empleado privado en relación de dependencia.	734	19.42 %	344	16.44 %
	Desempleado permanente	944	24.97 %	478	22.84 %
	Perdió su trabajo por la cuarentena	842	22.28 %	633	30.24 %
Actividad económica	Servicios de bajo conocimiento	1,338	35.40 %	739	45.50 %
	Servicios de alto conocimiento	714	18.89 %	308	68.11 %
	Sector primario	86	2.28 %	59	68.72 %
	Sector secundario	186	4.92 %	130	48.33 %
	Comercio	264	6.98 %	188	34.57 %
Ingresos	Sin ingresos	433	11.46 %	197	52.56 %
	Ingresos desde \$25 a \$375 por mes	1,082	28.62 %	737	64.10 %
	Ingresos desde \$376 a \$800 por mes	876	23.17 %	602	49.71 %
	Ingresos desde \$801 a \$1,875 por mes	929	24.58 %	449	65.19 %
	Ingresos desde \$1,876 por mes	460	12.17 %	159	56.29 %
	Se han reducido	2,342	61.96 %	1501	70.01 %

	Variable	Frecuencia en la muestra completa	Porcentaje en la muestra completa	Frecuencia de necesidad de crédito	Necesidad de crédito respecto a la variable en cuestión
Ingresos durante la cuarentena	Se han mantenido	1,083	28.65 %	380	17.72 %
	Se han incrementado	43	1.14 %	26	1.21 %
	Sin ingresos	312	8.25 %	237	11.05 %
Vivienda	Tiene vivienda	2,418	63.97 %	1,271	57.07 %
	No tiene vivienda	1,362	36.03 %	873	34.11 %
Seguro	Tiene seguro	2,068	54.71 %	1,028	58.06 %
	Sin seguro	1,712	45.29 %	1,116	66.99 %
Educación financiera	Tiene educación financiera	1,686	44.60 %	949	0.35 %
	No tiene educación financiera	2,094	55.40 %	1,195	10.67 %
Ahorros	Formales	1,164	30.79 %	397	60.00 %
	Informales	62	1.64 %	36	48.00 %
	Sin ahorros	2,554	67.57 %	1,711	64.58 %
Limitaciones para un crédito formal	No necesita	852	22.54 %	3	55.37 %
	No puede pagarlo	450	11.90 %	48	71.96 %
	Sin garantías	85	2.25 %	51	91.10 %
	No tiene historial crediticio	75	1.98 %	36	98.80 %
	No puede comprobar sus ingresos	96	2.54 %	62	70.80 %
	Tasas de interés	428	11.32 %	237	60.68 %
	No puede acceder a los servicios financieros	189	5.00 %	136	77.89 %
	Central de riesgos	191	5.05 %	174	54.29 %
	Otros	1,414	37.41 %	1,397	35.93 %

	Variable	Frecuencia en la muestra completa	Porcentaje en la muestra completa	Frecuencia de necesidad de crédito	Necesidad de crédito respecto a la variable en cuestión
Tipo de deuda	Microcrédito	411	10.87 %	291	46.74 %
	Consumo	1,086	28.73 %	659	75.18 %
	Con otras personas	615	16.27 %	479	56.10 %
	Hipotecas	630	16.67 %	342	56.70 %
	Otras	1,038	27.46 %	373	64.09 %
Emprende	Si desea emprender	1,439	38.07 %	1,019	47.53 %
	No desea emprender	2,341	61.93 %	1,125	52.47 %
Fuente de crédito	Formal	2,241	59.29 %	1,386	64.64 %
	Informal	1,153	30.50 %	572	26.68 %
	Sin crédito	386	10.21 %	186	8.68 %

Fuente: Encuesta Trabajadores COVID-19

4. DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Los resultados del modelo probit para determinar la caracterización de las personas que necesitan crédito en el marco de la pandemia se muestran en la tabla 2. En la columna 1, se muestra el modelo con variables sociodemográficas y económicas, y, en la columna 2, se incluyen variables financieras. Además, se estima un modelo probit de necesidad de crédito de un monto menor a \$ 5.000, el cual se presenta en la tabla 3. Los resultados del análisis posestimación se presentan en el anexo 1, los cuales indican las pruebas de heterocedasticidad y de variable omitida. Respecto a los resultados de caracterización de quienes necesitan crédito, los dos modelos tienen buen ajuste y su nivel de predicción aumenta a medida que se incluyen más variables como las limitaciones, el destino de la deuda, las características de las nuevas deudas. Con base a la curva ROC de los tres modelos, estos son aceptables (anexo 2).

Tabla 2.
Estimaciones sobre la necesidad de crédito

Variables explicativas	Modelo 1	Efectos marginales	Modelo 2	Efectos marginales
Cantón capital de provincia	-0.257 (0.055) ***	-0.099 (0.021) ***	-0.196 (0.058) ***	-0.075 (0.022) ***
Hombre	0.150 (0.045) ***	0.059 (0.018) ***	0.181 (0.047) ***	0.070 (0.018) ***
Edad, categoría base: más de 60 años				
De 18 a 24 años	-0.777 (0.127) ***	-0.302 (0.047) ***	-0.557 (0.137) ***	-0.219 (0.053) ***
De 24 a 34 años	-0.331 (0.117) ***	-0.130 (0.046) ***	-0.299 (0.126) **	-0.118 (0.050) **
De 35 a 44 años	0.0647 (0.114)	0.025 (0.044)	-0.015 (0.122)	-0.006 (0.047)
De 45 a 60 años	0.0890 (0.115)	0.035 (0.044)	0.052 (0.122)	0.020 (0.046)
Educación superior	-0.083 (0.058)	-0.032 (0.022)	-0.080 (0.062)	-0.031 (0.023)
En una relación	0.068 (0.052)	0.026 (0.020)	0.006 (0.054)	0.002 (0.021)
Estatus laboral en la cuarentena, categoría base: desempleados permanentes				
Empleado privado	-0.350 (0.097) ***	-0.138 (0.038) ***	0.217 (0.122) *	0.083 (0.045) *
Empleado público	-0.279 (0.102) ***	-0.110 (0.040) ***	0.212 (0.125) *	0.081 (0.047) *
Autónomo	-0.149 (0.161)	-0.059 (0.064)	0.381 (0.182) **	0.139 (0.061) **
Autónomo con educación superior	-0.165 (0.112)	-0.065 (0.045)	0.381 (0.135) ***	0.140 (0.046) ***
Perdió su trabajo en la cuarentena	0.155 (0.074) **	0.060 (0.028) **	0.169 (0.080) **	0.065 (0.030) **
Actividad económica, categoría de referencia: servicios de altos conocimientos				
Servicios de bajos conocimientos	0.101 (0.058) *	0.039 (0.022) *	0.122 (0.061) **	0.047 (0.024) **
Sector primario	0.318 (0.149) **	0.119 (0.052) **	0.346 (0.176) **	0.127 (0.060) **
Sector secundario	0.100 (0.114)	0.039 (0.043)	0.128 (0.121)	0.048 (0.045)
Comercio	0.232 (0.102) **	0.088 (0.037) **	0.233 (0.111) **	0.088 (0.040) **
Ingresos, categoría de referencia: más de \$800				

Variables explicativas	Modelo 1	Efectos marginales	Modelo 2	Efectos marginales
Sin ingresos	0.135 (0.105)	0.052 (0.040)	0.138 (0.115)	0.053 (0.043)
Ingresos desde \$25 hasta \$375 al mes	0.390 (0.080) ***	0.149 (0.029) ***	0.318 (0.086) ***	0.121 (0.032) ***
Ingresos desde \$376 hasta \$800 al mes	0.484 (0.065) ***	0.181 (0.023) ***	0.400 (0.068) ***	0.150 (0.024) ***
Ingresos en la cuarentena, categoría base: los ingresos se mantuvieron durante la cuarentena				
Ingresos reducidos	0.515 (0.056) ***	0.201 (0.022) ***	0.429 (0.059) ***	0.167 (0.023) ***
Ingresos se incrementaron	0.519 (0.193) ***	0.185 (0.060) ***	0.504 (0.211) **	0.178 (0.066) ***
Sin ingresos durante la cuarentena	0.484 (0.110) ***	0.177 (0.036) ***	0.259 (0.121) **	0.097 (0.044) **
Vivienda	-0.231 (0.048) ***	-0.089 (0.018) ***	-0.187 (0.051) ***	-0.072 (0.019) ***
Seguro	-0.134 (0.066) **	-0.052 (0.026) **	-0.035 (0.071)	-0.014 (0.027)
Educación financiera			0.0396 (0.047)	0.015 (0.018)
Ahorros, categoría base: sin ahorros				
Ahorros formales			-0.545 (0.053) ***	-0.213 (0.021) ***
Ahorros informales			-0.0762 (0.174)	-0.030 (0.069)
Limitaciones, categoría de referencia: no necesita				
Sin garantías			0.181 (0.097) *	0.069 (0.036) *
Sin historial crediticio			-0.134 (0.105)	-0.053 (0.042)
Tasas de interés			0.0156 (0.072)	0.006 (0.028)
Sin acceso a los servicios financieros			0.261 (0.113) **	0.098 (0.041) **
Central de riesgos			0.652 (0.146) ***	0.224 (0.041) ***
Tipo de deuda, categoría de referencia: microcrédito, hipoteca				
Consumo			0.193 (0.058) ***	0.075 (0.022) ***
Con otras personas			0.380 (0.082) ***	0.142 (0.029) ***
Tipo de crédito, categoría de referencia: sin crédito				

Variables explicativas	Modelo 1	Efectos marginales	Modelo 2	Efectos marginales
Formal			0.293 (0.070) ***	0.112 (0.026) ***
Informal			0.384 (0.063) ***	0.150 (0.024) ***
Desea emprender			0.823 (0.089) ***	0.304 (0.030) ***
Constante	0.253 (0.169)		-0.742 (0.199) ***	
Observaciones	3,780		3,780	
Pseudo R2	0.1374		0.2348	
Wald chi2 (25) / Wald chi2 (38)	607.07		943.28	
Prob > chi2	0.0000		0.0000	
Correcta clasificación	0.6947		0.7320	
Especificidad	0.5960		0.6491	
Sensibilidad	0.7701		0.7952	

Errores estándar entre paréntesis

* $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

Fuente: Encuesta Trabajadores COVID-19

En el modelo 1, las variables significativas fueron el cantón de residencia, el género, la edad, la situación laboral, el sector donde trabaja, los ingresos, la disminución o pérdida de ingresos en la cuarentena por la pandemia COVID-19, la tenencia de vivienda y la posesión de un seguro.

La variable de interés en este análisis de la necesidad de crédito es la condición laboral de las personas, puesto que, a causa de la pandemia COVID-19, el nivel de desempleo aumentó y las condiciones de los que mantuvieron el empleo cambiaron (Béland, Brodeur y Wright, 2020). De los encuestados, un 22 % perdió su empleo a causa de la cuarentena derivada de la pandemia de COVID-19. En el caso de México, también muchos trabajadores sufrieron despidos intempestivos por ajustes en las plantas de producción o porque las empresas tuvieron que cerrar (Rivero, 2020). Lo mismo pasó en Ecuador. Esta situación impulsa a quienes quedaron desempleados a buscar alternativas de reactivación. Los resultados muestran que los que perdieron el empleo por la pandemia tienen 6 % más de probabilidad de necesitar crédito que los desempleados permanentes. Dicha necesidad de préstamos puede estar asociada a cubrir gastos o a emprender. De hecho, las personas con intención de emprender tienen una mayor probabilidad de necesitar crédito en 30 % que las que no tienen dicha intención. Rivero (2020) menciona que la necesidad de crédito de muchos individuos, luego de esta crisis, se enfoca en el emprendimiento productivo, aprovechando las oportunidades que brinda el mercado actual. Los trabajadores en relación de dependencia sean del sector público o privado tienen una menor probabilidad de necesidad de crédito en 8.3 % y 8.1 % que los desempleados permanentes, respectivamente.

Es importante anotar que estos trabajadores en relación de dependencia tienen, sin embargo, mayor acceso a crédito por su estabilidad y seguridad laboral (Calle, 2016). Los trabajadores autónomos, sean de bajo o alto nivel educativo, tienen mayor probabilidad de necesitar un nuevo crédito en 14 % que los desempleados, una vez que se controla por variables financieras. En el caso de los trabajadores autónomos de bajo nivel educativo, acceder a crédito es difícil por la inestabilidad laboral (Iregui et al., 2016).

En el marco de la afectación de la pandemia COVID-19, un 62 % de los encuestados vio reducido su ingreso. Para ellos, la probabilidad de solicitar un nuevo crédito es mayor en 20 p.p. respecto a quienes han mantenido sus ingresos durante la cuarentena. Aunque quienes vieron reducidos sus ingresos tienen mayor probabilidad de necesitar crédito, los trabajadores que han aumentado su ingreso y los que no tenían ingresos antes de la cuarentena también necesitan crédito. La diferencia entre estos últimos es el acceso efectivo al crédito. Los que no tenían ingresos antes de la cuarentena tendrán dificultades en acceder a un crédito como lo manifestó Pacheco y Yaruro, (2016) en su estudio para Colombia.

Los trabajadores del sector primario y del comercio son quienes tienen una mayor probabilidad de necesitar crédito (12.7 % y 8.8 %, respectivamente) que los trabajadores en el sector de servicios de alto conocimiento. En el caso del comercio, es una actividad «cerrada», según Fana et al. (2020), que se paralizó expresamente a través de decretos gubernamentales, porque son actividades que requieren de contacto con los clientes. La desventaja de estas actividades es que tienen limitaciones en cuanto a teletrabajo. Por ello, los trabajadores en este sector pudieron haber sido más afectados y, por tanto, requieren de financiamiento para reactivarse. Los trabajadores del sector primario, relacionados con actividades como la agricultura, ganadería, silvicultura y pesca, además, de la explotación de minas y canteras, necesitan en mayor medida de préstamos para reactivarse, puesto que su actividad, a pesar de haber continuado durante la pandemia, se afectó por el cierre de vías.

Los individuos que ganan entre \$25 y \$375 al mes y los que ganan entre \$376 y \$800 tienen 14.5 % y 18.3 % más de probabilidad de solicitar un crédito que los que ganan más de 800 dólares al mes, respectivamente. Este resultado evidencia que las personas de menores ingresos tienen una menor capacidad de ahorro y, por ende, mayor necesidad de créditos para solventar sus gastos y obligaciones. Sin embargo, la solicitud de crédito puede ser baja debido a que no son sujetos de crédito adecuados al no poseer garantías ni tener un buen historial crediticio que pueda sustentar su deuda (Reddy, Bruhn y Tan, 2013).

Si el individuo se encuentra en un cantón que es capital de provincia, la probabilidad de solicitar un nuevo crédito es menor en aproximadamente 10 % que las personas de ciudades más pequeñas. Estas últimas tendrían menos ingresos y, por ende, una capacidad de ahorro menor, por lo que la necesidad de préstamos es mayor. Además, la población fuera de la capital necesitaría en mayor medida de crédito por la falta de acceso a productos financieros en su área geográfica. Dentro de las personas que viven en otras ciudades no capitales, están las personas que viven en zonas rurales, que incluye a campesinos. Para ellos, la necesidad de crédito es alta, pues

necesitan invertir para obtener mayor productividad de sus tierras (Iqbal et al., 2003). Aunque su actividad se mantuvo durante la pandemia, los campesinos y agricultores generalmente tienen menos acceso a crédito por la inestabilidad de sus ingresos. De hecho, Guirkinger y Boucher (2008) encontraron que, para el caso específico del norte de Perú, los campesinos no cumplen con las condiciones suficientes para ser sujetos de crédito, tales como el tener un historial crediticio adecuado o sustentar sus ingresos mensuales.

Los hombres tienen una mayor probabilidad de necesitar crédito en 5.9 % que las mujeres. Esto puede reflejar que los hombres, generalmente, jefes de hogar, se encargan de las finanzas de los hogares. Además, una menor necesidad de crédito por parte de las mujeres puede deberse a que no piensan en pedirlo, puesto que no tienen historial crediticio o ingresos estables. De hecho, según la Encuesta Nacional Empleo, Desempleo y Subempleo (2018), la probabilidad de acceder a un crédito formal es más alta en hombres que en mujeres, y la probabilidad de acceder a un crédito informal es más alta en mujeres que en hombres. La brecha de género es más evidente en la solicitud de créditos formales que en la solicitud de créditos informales (1.03 % y 0.05 %, respectivamente).

Respecto a la edad, se obtiene que quienes buscan financiamiento en mayor medida son las personas entre 45 y 60 años que las personas mayores de 60 años. Por el contrario, los jóvenes entre los 18 y 24 años y entre 25 y 34 años tienen una menor probabilidad de necesitar crédito (-30.6 % y -12.8 %, respectivamente) con relación a las personas mayores de 60 años. Estos resultados no concuerdan con la teoría del ciclo de vida, que indica una forma de «u» invertida de la relación entre la probabilidad de tener un crédito y la edad (Iregui et al., 2016). Esto debido a que es más probable obtener un crédito para los jóvenes por su capacidad de pago, pero es menos probable que necesiten un crédito por su bajo nivel de gastos (Roccanello y Herrera, 2014). En cuanto a las condiciones de estabilidad de los trabajadores, se obtiene que los trabajadores que poseen una vivienda y cuentan con un seguro tienen una menor probabilidad de necesitar un nuevo crédito, en 8 % y 5 %, con relación a quienes no tienen una vivienda y no tienen seguro, respectivamente. Entonces, como muestran los resultados, los trabajadores más vulnerables en términos de seguro y propiedades tienen más necesidad de préstamos (Cordera y Provencio, 2020). Se debe resaltar que el estado civil y el nivel educativo del individuo encuestado no afectan la probabilidad de necesitar un crédito.

En cuanto a las variables financieras, para los individuos que tienen ahorros formales, la probabilidad de necesitar un crédito es menor, en 21 %, que los que no tienen ahorros. Además, quienes tienen mayor probabilidad de necesitar un crédito son las personas que no tiene garantías para sustentar su crédito (6.7 %), las que están registrados en la central de riesgos (22 %) y las que no puede acceder a los servicios financieros (9.8 %).

Además, la necesidad de crédito depende de si el individuo ya tiene deudas y la naturaleza de estas. Así, dentro de las personas que tienen deudas de consumo y deudas con otras personas, la probabilidad de necesitar un nuevo crédito es mayor en 7.5 % y 14.3 % que las personas que tienen microcréditos o créditos hipotecarios,

respectivamente. Los individuos encuestados que poseen un crédito formal o crédito informal tienen un 11.2 % y 15 %, respectivamente, más probabilidad de necesitar un nuevo crédito que las personas que no tienen deudas.

Una vez identificadas las características de las personas que tienen una mayor probabilidad de necesitar crédito, se estima un modelo sobre la necesidad de préstamos menores a \$5,000, el cual se presenta en la tabla 3. La variable dependiente es binaria y toma el valor de 1 si la persona necesita un préstamo menor a \$5,000 y 0 si la persona necesita un préstamo mayor a \$5,000.

Los resultados muestran que las condiciones de las personas que influyen significativamente en la probabilidad de requerir préstamos menores a \$5,000 no son iguales a las características de las personas que en general necesitan un préstamo. Por ejemplo, a diferencia del modelo 2, las mujeres tienen una mayor probabilidad de necesitar préstamos de montos menores a \$5,000. Esto se puede explicar por la brecha salarial en detrimento de las mujeres. Para el caso de Colombia, Vargas (2021) encuentra que, considerando que las mujeres ganan un 17 % menos que los hombres, los montos de crédito que obtienen son menores.

Los resultados también muestran que, si el individuo reside en un cantón que es capital de provincia, la probabilidad de solicitar un monto hasta de \$5,000 es mayor en 8,4 % con respecto a quienes no viven en una capital de provincia. Los individuos que ganan entre \$376 y \$800 tienen un 7.5 % más probabilidad de solicitar un monto hasta de \$5,000 con respecto a quienes ganan más de \$800, y los que vieron reducidos sus ingresos durante la cuarentena tienen 4.4 % más de probabilidad de solicitar un monto hasta de \$5,000 con respecto a quienes mantuvieron su nivel de ingresos durante la pandemia. En vista de la reducción de las fuentes de ingreso, la mayoría de los créditos son necesarios para pagar deudas de consumo o deudas entorno al negocio que poseen (Cordera y Provencio, 2020).

La probabilidad de necesitar un monto de hasta \$5,000 es mayor para las personas que tienen ahorros informales (13.3 % más) y para las personas que tienen ahorros formales un 7.9 %, respecto a los que no ahorran. De hecho, un tipo de ahorro informal son las cajas de ahorros informales, donde los individuos no necesitan una cantidad fija ni requisitos extensos para el ahorro, las tasas de interés son más bajas y las ganancias son más altas que en el sector formal. Por tanto, los individuos, cada vez, van colocando mayores montos para incrementar sus ganancias (Marcelino, Muñoz y Fregoso, 2020).

Las personas que tienen deudas de consumo poseen un 7.7 % más de probabilidad de solicitar un monto hasta de \$5,000 dólares con respecto a quienes no tienen deudas. Los individuos que tienen un crédito formal tienen 7 % más de probabilidad de solicitar un monto hasta de \$5,000 con respecto a quienes no tienen deudas.

En cuanto a las condiciones de financiamiento de montos menores a \$5,000, se observa la preferencia por los pagos mensuales que semanales, quincenales o trimestrales. De hecho, en la mayoría de los créditos formales, se cobra de manera mensual y las personas tratan de pagar las cuotas a tiempo para mantener un buen historial crediticio. En contraste, en los créditos informales, los pagos son diarios o semanales y se pagan cuotas exorbitantes por los altos intereses (Alfageme y Ramírez, 2015).

A medida que se incrementa el valor de las cuotas, la probabilidad de solicitar un monto menor a \$5,000 dólares disminuyen. Así, la probabilidad de solicitar un monto menor a \$5,000 es mayor en un 52 % cuando las personas prefieren pagar cuotas de hasta \$50 respecto a las que prefieren pagar cuotas mayores a \$200. Si desea pagar cuotas hasta de \$100, la probabilidad es mayor en un 43 % y, si desea pagar en cuotas hasta de \$200, la probabilidad es mayor en un 26.8 % respecto a quienes prefieren cuotas mayores a \$200.

Es importante notar que ni la situación laboral ni la actividad económica ni la afectación de ingresos influye sobre la demanda de crédito de montos menores a \$5,000. Esto indica que las personas requieren de créditos emergentes independientemente de dichas características.

Tabla 3.
Estimaciones sobre solicitar un crédito de hasta \$5.000

Variables explicativas	Modelo 3	Efectos marginales
Cantón capital de provincia	0.218 (0.077) ***	0.084 (0.030) ***
Hombre	-0.161 (0.068) **	-0.061 (0.025) **
Edad, categoría base: más de 60 años		
De 18 a 24 años	0.218 (0.182)	0.080 (0.065)
De 24 a 34 años	-0.0148 (0.165)	-0.005 (0.062)
De 35 a 44 años	-0.273 (0.157) *	-0.105 (0.061) *
De 45 a 60 años	-0.139 (0.154)	-0.053 (0.059)
Educación superior	-0.099 (0.084)	-0.037 (0.031)
En una relación	-0.0458 (0.073)	-0.017 (0.027)
Estatus laboral en la cuarentena, categoría base: desempleados permanentes		
Empleado privado	-0.0429 (0.182)	-0.016 (0.069)
Empleado público	0.0393 (0.191)	0.015 (0.072)
Autónomo	-0.324 (0.228)	-0.127 (0.091)
Autónomo con educación superior	-0.025 (0.194)	-0.010 (0.074)
Perdió su trabajo en la cuarentena	-0.017 (0.104)	-0.006 (0.039)
Actividad económica, categoría de referencia: servicios de altos conocimientos		
Servicios de bajos conocimientos	0.0171 (0.089)	0.006 (0.034)
Sector primario	-0.312 (0.212)	-0.122 (0.084)
Sector secundario	-0.005 (0.146)	-0.001 (0.055)
Comercio	-0.075 (0.129)	-0.028 (0.050)
Ingresos, categoría de referencia: más de \$800		
Sin ingresos	0.109 (0.171)	0.040 (0.063)
Ingresos desde \$25 hasta \$375 al mes	0.223 (0.115) *	0.083 (0.042) **
Ingresos desde \$376 hasta \$800 al mes	0.267 (0.091) ***	0.098 (0.033) ***

Variables explicativas	Modelo 3	Efectos marginales
Ingresos en la cuarentena, categoría base: los ingresos se mantuvieron durante la cuarentena		
Ingresos reducidos	-0.0383 (0.099)	-0.014 (0.037)
Ingresos se incrementaron	-0.233 (0.286)	-0.091 (0.114)
Sin ingresos durante la cuarentena	0.147 (0.164)	0.054 (0.059)
Vivienda	-0.145 (0.070) **	-0.054 (0.026) **
Seguro	0.0776 (0.091)	0.029 (0.034)
Educación Financiera	-0.0225 (0.066)	-0.008 (0.025)
Ahorros, categoría base: sin ahorros		
Ahorros formales	0.214 (0.085) **	0.079 (0.030) ***
Ahorros informales	0.383 (0.256)	0.133 (0.080) *
Limitaciones, categoría de referencia: no necesita		
Sin garantías	-0.151 (0.117)	-0.058 (0.046)
Sin historial crediticio	0.192 (0.146)	0.070 (0.052)
Tasas de interés	-0.0843 (0.097)	-0.032 (0.037)
Sin acceso a los servicios financieros	-0.125 (0.126)	-0.048 (0.049)
Central de riesgos	0.021 (0.118)	0.008 (0.044)
Tipo de deuda, categoría de referencia: microcrédito, hipotecas		
Consumo	0.155 (0.075) **	0.058 (0.028) **
Con otras personas	-0.166 (0.093) *	-0.064 (0.036) *
Fuente de crédito, categoría de referencia: sin crédito		
Formal	0.159 (0.085) *	0.060 (0.032) *
Informal	-0.358 (0.088) ***	-0.132 (0.031)
Desea emprender	-0.136 (0.149)	-0.051 (0.056)
Frecuencia de pagos, categoría de referencia: trimestral, quincenal		
Mensual	0.120 (0.068) *	0.046 (0.026) *
Semanal	-0.337 (0.285)	-0.132 (0.114)
Cuotas: categoría de referencia: más de \$200		
Cuotas de \$50	2.223 (0.140) ***	0.520 (0.019) ***
Cuotas de \$100	1.456 (0.094) ***	0.430 (0.021) ***
Cuotas de \$200	0.792 (0.083) ***	0.268 (0.025) ***
Constante	-0.485 (0.300)	
Observaciones	2,143	
Pseudo R2	0.3224	
Wald chi2(43)	725.70	
Prob > chi2	0.0000	
Correcta clasificación	0.7849	
Especificidad	0.7400	
Sensibilidad	0.8176	

Errores estándar entre paréntesis

* p<.10, ** p<.05, *** p<.01

Fuente: Encuesta trabajadores COVID-19

5. CONCLUSIONES

En este estudio se determina la demanda de crédito en general y la demanda de créditos de montos menores a \$5,000. En base a los resultados, se concluye que las características de las personas que demandan crédito con montos altos son diferentes a los que los demandan en montos bajos. En el caso de crédito de montos bajos, la probabilidad de solicitarlos es mayor para las mujeres, para los que tienen ingresos bajos, para los que no tienen vivienda y para los que tienen ahorros formales. Además de esto, la presente investigación obtiene dos resultados importantes. Primero, la demanda de crédito en general es mayor para las personas que fueron afectadas por la crisis económica derivada del COVID-19. Segundo, se evidencia que las personas más vulnerables, no por la coyuntura del COVID-19 sino por cuestiones estructurales, necesitan crédito. Así, las personas que no tienen vivienda, no tienen ahorros y no tienen seguro necesitan en mayor medida préstamos que las que si los tienen. La necesidad de crédito también es imperante en quienes enfrentan limitaciones para solicitar un crédito en los servicios financieros formales. Así, se puede deducir que existe una brecha de mercado de crédito que no está satisfecha. Esto no se debe a la pandemia de la COVID-19 sino a la estructura misma de la economía. Por ello, la Junta Monetaria y Financiera podría considerar la oferta de nuevos productos crediticios con tasas menores a las actuales, acordes al poder adquisitivo actual de la población.

En este marco, podemos concluir que, si bien la pandemia COVID-19 tiene incidencia en la demanda de crédito, las personas vulnerables que ya existían estructuralmente constituyen una parte de la demanda de crédito. Por tanto, la reactivación económica en el mediano plazo no dependerá mucho de las restricciones de confinamiento sino de la estructura institucional de protección social, de las regulaciones del mercado laboral (Fana et al., 2020) y de inclusión financiera.

Adicionalmente, los resultados muestran que quienes necesitan préstamos de montos menores a \$5,000 prefieren pagar mensualmente y con cuotas menores a \$200. Actualmente, el segmento de crédito para estas personas es el de microcrédito, cuyas tasas activas referenciales máximas para mayo 2020 según el Banco Central oscilan entre el 20 % y el 28 %.

En Estados Unidos, algunos bancos han bajado temporalmente las tasas de interés en cada línea de crédito, lo cual ayuda a los pequeños negocios con problemas de liquidez (DePietro, 2020). Para los créditos existentes, las entidades financieras en Estados Unidos han suspendido los cargos por pagos atrasados de cuotas para los negocios pequeños. Esto también ha sucedido en Colombia y Perú, considerando que, en dichos países, no dolarizados, la profundización financiera es más amplia, acompañada de una política de apertura comercial y financiera (ASOBANCA, 2021). Bajo esta perspectiva, el acceso a crédito constituye un instrumento importante para potenciar los sistemas de producción en un sistema dolarizado, mejorar la productividad y competitividad, que permitan responder a la demanda y acceder a los mercados, con el fin de aumentar los ingresos y así mejorar la calidad de vida de las unidades económicas familiares.

El Banco Interamericano de Desarrollo (2020) menciona que el financiamiento crediticio es fundamental para la reactivación económica post COVID-19. En vista de la necesidad de liquidez de los hogares y el cambio de su poder adquisitivo, es necesario mejorar las condiciones de acceso al crédito para satisfacer una parte de la población que requiere pero no accede a crédito. Entre las medidas crediticias aplicadas en la región en países no dolarizados cuyas herramientas de política son más amplias a las de Ecuador, tenemos el caso de Colombia, en donde se otorgó facilidades de acceso al crédito a través del Fondo Nacional de Garantías con bajas tasas de interés y plazos hasta de 5 años. Chile desarrolló un nuevo plan de capitalización banco-Estado por \$500 millones para otorgar más créditos, destinados para financiar las PYMES y las necesidades de los hogares. En Brasil, se simplificó ciertos requisitos de contratación de crédito y exención de documentación para la renegociación crediticia. Bolivia suspendió la cuota crediticia por dos meses de créditos de personas y de PYMES para evitar retrasos en el pago. Por su parte, Ecuador otorgó un diferimiento extraordinario de obligaciones crediticias para empresas, PYMES y hogares por 90 días.

BIBLIOGRAFÍA

- Alfageme, A. Ramírez, N. (2015). *Acceso de los hogares a los servicios financieros en Perú*. Consorcio de Investigación Económica y Social. Grupo de Análisis para el Desarrollo, Centro Peruano de Estudios Sociales e Instituto de Estudios Peruanos, 257-289.
- ASOBANCA (2021). Una mirada a las tasas de interés activa en Ecuador. <https://www.asobanca.org.ec/prensa/noticias/una-mirada-las-tasas-de-inter%C3%A9s-activas-en-ecuador-per%C3%BA-panam%C3%A1-y-colombia>
- Banco Central del Ecuador (2020). *La pandemia incidió en el crecimiento 2020: La economía ecuatoriana decreció 7.8 %*. <https://www.bce.fin.ec/index.php/boletines-de-prensa-archivo/item/1421-la-pandemia-incidio-en-el-crecimiento-2020-la-economia-ecuadoriana-decrecio-7-8>
- Banco Interamericano de Desarrollo (2020). Desafíos y soluciones para mejorar el financiamiento a las mipymes durante la pandemia. <https://blogs.iadb.org/innovacion/es/mejorar-el-financiamiento-a-las-mipymes-durante-la-pandemia/>
- Banco Mundial. (2018). *The Global Findex Database, 2017*. <https://globalfindex.worldbank.org/>
- Béland, L.-P., Brodeur, A., & Wright, T. (2020). The short-term economic consequences of COVID-19: exposure to disease, remote work and government response. IZA Discussion Paper Series (13159).
- Bernanke, B. (1983). *Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression*. Documento de trabajo de NBER. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Botello, H. (2014). Determinantes del acceso al crédito: Evidencia a nivel de la firma en Bolivia. *Revista Libre empresa*, 12(1), pp. 45-62.
- Calle, A. (2016). Análisis de la tenencia de productos financieros: Evidencia para contribuir a la inclusión financiera en Bolivia. Serie de Documentos de Trabajo, Banco Central de Bolivia.

- CEPAL (2021). Financiamiento para el desarrollo en la era de la pandemia de COVID-19 y después, Informe especial sobre el COVID-19
- Cordera R. & Provencio, E. (2020). Cambiar el rumbo: el desarrollo tras la pandemia. Universidad Nacional Autónoma de México
- Cornejo, M. & Leiva, B. (2016). Acceso al crédito y endeudamiento empresarial en tiempos de crisis: evidencia para una economía emergente. <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/140450>.
- Corporación Andina de Fomento (2011). Sistemas Financieros para el Desarrollo: Promoviendo el acceso en América Latina. CAF. Bogotá D.C.
- DePietro, A. (2020). Impact Of COVID-19 On Lines Of Credit. Forbes. <https://www.forbes.com/sites/andrewdepietro/2020/03/30/covid-19-business-lines-of-credit/?sh=41498f7f493b>.
- Estadísticos Financieros* INEC. (2018). INEC. Quito <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/enem-du-2018/>
- Fana, M. Torrejón Pérez, S. and Fernández-Macías, E. (2020). Employment impact of COVID-19 crisis: from short term effects to long terms prospects. *Journal of Industrial and Business Economics*, 47:391–41.
- Guirking, Catherine & Estephen R. Boucher. (2008). Credit constraints and productivity I Peruvian agriculture. *Agricultural Economics* 39(3). Blackwell Publishing Inc: 295-308. doi:10.1111/j.1574-0862.2008.00334.x.
- Gulli, H. (1999): Microfinanzas y Pobreza. ¿Son válidas las ideas preconcebidas?, Banco Interamericano de Desarrollo, Nueva York.
- Iqbal, M., Ahmad, M., Abbas, K., & Mustafa, K. (2003). The impact of institutional credit on agricultural production in Pakistan [with comments]. *The Pakistan Development Review*, 469-485.
- Iregui, A., Melo, L., Ramírez, M. & Tribín, A. (2016). Determinantes del acceso al crédito formal e informal de los hogares: Evidencia de los hogares de ingresos medios y bajos en Colombia. Borradores de Economía. Banco de la República 956.
- León, C. (2013). Características del acceso al crédito para microempresarios de Trujillo y Cajamarca- Perú. *Revista de la Universidad Católica Santo Toribio de Mogrovejo*, 6(1), pp. 77-95.
- Marcelino, M., Muñoz, D. & Fregoso, G. (2020). Caja de Ahorro informal, una opción de autoapoyo económico en sectores de bajos recursos. *Nova scientia*, 12(24). <https://doi.org/10.21640/ns.v12i24.2264>
- Mejía, N. (2019). *Determinantes del acceso al crédito en el Ecuador*. [Tesis, Universidad de las Fuerzas Armadas]. <http://repositorio.espe.edu.ec/xmlui/bitstream/handle/21000/20832/T-ESPE-040959.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Meka, S. & Grider, J. (2016). *De fiado en fiado. Crédito para cubrir gastos en los hogares de los diarios financieros en México*. Bankable Frontier Associates. México.
- Ordoñez, I. & Guerra, E. (2014). *Microcrédito y créditos tradicional e informal como fuentes de financiamiento: facilidad de acceso y costos del capital de trabajo*. Revista Entorno, Universidad Tecnológica de El Salvador, 57, pp. 56-69.
- Pacheco, D. y Yaruro, A (2016). *Factores que afectan la tenencia de productos financieros en Colombia*. Banco de la República.
- Reddy, R., Bruhn, M. & Tan, C. (2013). *Capacidades financieras en México: resultados de la encuesta nacional sobre comportamientos, actitudes y conocimientos financieros*. World Bank, Washington, DC. © World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/16756>
License: CC BY 3.0 IGO

- Rivero, E. (2020). Medidas para la recuperación económica ante la emergencia sanitaria COVID-19: Del crédito solidario al seguro de desempleo. *Cuaderno de Investigación*. Dirección General de Difusión y Publicaciones del Instituto Belisario Domínguez-México, (9,57).
- Roccanello, K. & Herrera, E. (2014). *Educación e inclusión financiera*. Revista Latinoamericana de Estudios Educativos, México, 64 (2), 119-141.
- Rodríguez, G & Díaz, Y. (2011). Los microcréditos como herramienta de desarrollo: revisión teórica y propuesta piloto para el África Subsahariana. *Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, 70, pp. 101-126.
- Vargas, L. (8 de junio de 2021). Las mujeres tienen mayor número de créditos, pero les prestan un menor monto. <https://asomifecuador.com/2021/06/16/las-mujeres-tienen-mayor-numero-de-creditos-pero-les-prestan-un-menor-monto/>
- Wooldridge, J. M. (2006). *Econometría introductoria: un enfoque moderno*. Michigan State University. USA.

ANEXOS

ANEXO 1

Como se muestra a continuación, los modelos tienen problemas de heterocedasticidad, lo cual se corrigió estimando con errores robustos.

Pruebas de validación del modelo

Tabla A.
Resultados de la prueba de Breusch-Pagan

H_0 : Varianza constante
Modelo 1
Chi2(1) = 23.61
Prob > chi2 = 0.0000
Modelo 2
Chi2(1) = 22.30
Prob > chi2 = 0.0000
Modelo 3
Chi2(1) = 59.64
Prob > chi2 = 0.0000

Elaboración: autoras

Los modelos presentan problemas de variable omitida. Sin embargo, se consideraron todas las variables disponibles en base a la revisión de la literatura, por lo que el problema no es relevante.

Tabla B.
Resultados de la prueba de Ramsey RESET

H_0 : Modelo está correctamente especificado
Modelo 1
F (3, 3750) = 7.75
Prob > F = 0.0000
Modelo 2
F (3, 3740) = 10.91
Prob > F = 0.0000
Modelo 3
F(3,2096) = 5.84
Prob > F = 0.0006

Elaboración: autoras

Los modelos no tienen problemas de multicolinealidad.

Tabla C.
Prueba de multicolinealidad_VIF

Variable	VIF	1/VIF
De 18 a 24 años	6.34	0.157781
De 25 a 34 años	5.27	0.189731
De 35 a 44 años	5.13	0.194989
De 45 a 60 años	4.82	0.207389
Empleado publico	4.82	0.207664
Empleado privado	3.96	0.252305
Desempleado antes cuarentena	3.23	0.309617
Ingresos 1SBU	2.80	0.357385
Perdió su trabajo	2.65	0.377704
Sin ingresos	2.64	0.378132
Seguro	2.28	0.438847
Autónomo con educación superior	2.24	0.447092
Sin ingresos	2.01	0.496583
Servicios de bajo conocimiento	1.73	0.576487
Disminución de ingresos	1.68	0.596259
Ingresos entre 1 y 2 SBU	1.62	0.616479
Autónomo	1.53	0.654310
Superior	1.51	0.662310
En una relación	1.38	0.723369
Comercio	1.34	0.745495
Secundario	1.27	0.787754
Ahorros formales	1.23	0.815313
Deuda de consumo	1.23	0.815916
Falta de garantías	1.21	0.827633
Tasa de interés alta	1.19	0.842832
No tiene historial crediticio	1.18	0.845562
No acceso a los servicios financieros	1.16	0.864318
Central de riesgos	1.13	0.885639
Capital de provincia	1.12	0.896205
Primario	1.11	0.904873
Vivienda	1.10	0.911665
Hombre	1.07	0.931418
Deuda con otras personas	1.06	0.940914
Aumentan ingresos	1.05	0.952044
Educación financiera	1.05	0.956389
Ahorros informales	1.02	0.984709
Mean VIF	2.14	

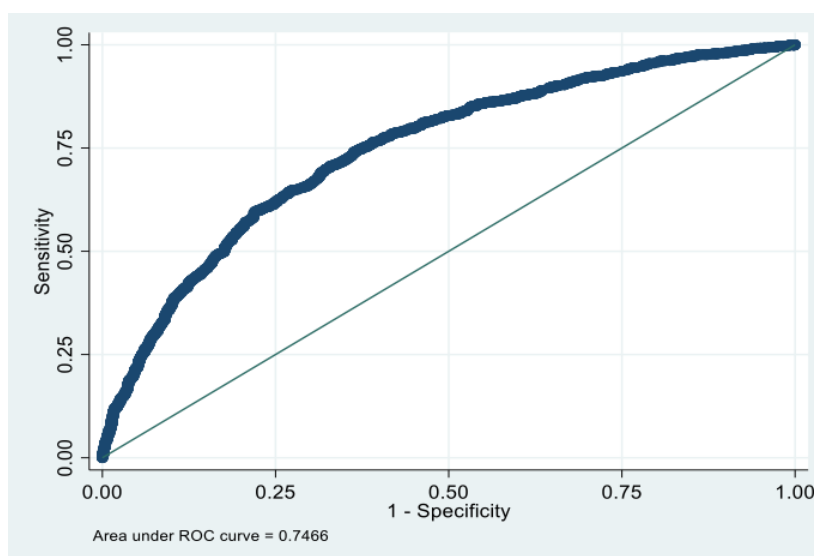
Elaboración: autoras

ANEXO 2

Curva LROC

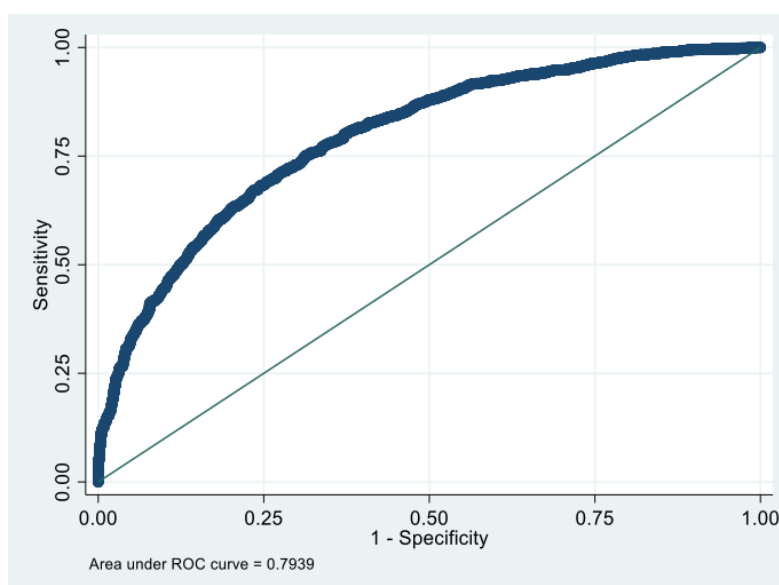
En términos de bondad de ajuste, el modelo 1 clasifica correctamente el 69.52 % de los casos; el modelo 2, el 72.22 %, y el modelo 3, el 85.78 %.

Gráfica A.
Curva LROC Modelo 1



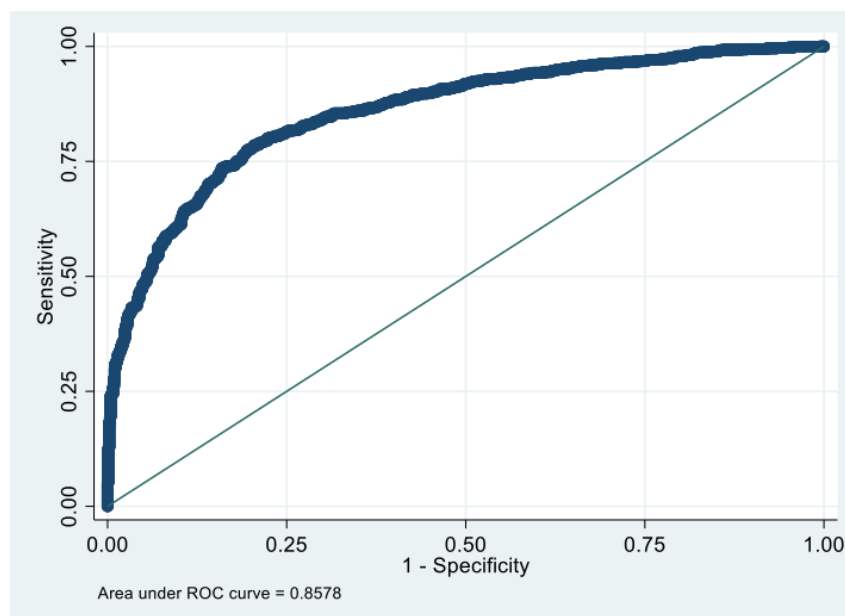
Fuente: Encuesta de trabajadores COVID-19

Gráfica B.
Curva LROC Modelo 2



Fuente: Encuesta de trabajadores COVID-19

Gráfica C.
Curva LROC Modelo 3



Fuente: Encuesta de trabajadores COVID-19



CONVERGENCIA DESDE EL ENFOQUE TERRITORIAL: CASO DE LA REGIÓN DE PIURA, PERÚ, PERIODO 2007-2019

*Marvin Suarez^{*1} y Humberto Correa^{*2}*

^{*}Universidad Nacional de Piura - Facultad de Economía

Información

Recibido:

1 de septiembre de 2021

Aceptado:

19 de noviembre de 2021

Palabras clave:

Convergencia distrital
Desarrollo territorial
Desarrollo humano
Autocorrelación espacial
Desigualdad territorial
Inversión pública

Clasificación JEL:

O15, O18, R58

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.5>

Resumen

La investigación analiza el efecto de la inversión pública sobre las condiciones de convergencia en desarrollo distrital en la región Piura (Perú), durante el periodo 2007-2019. La convergencia se evalúa sobre el índice de desarrollo humano (IDH) desde dos enfoques: el tradicional, a través de la denominada convergencia beta (absoluta y condicional), y desde enfoque de distribución, para verificar el comportamiento dinámico del IDH en el tiempo (convergencia sigma) y en el espacio (autocorrelación espacial).

Los resultados permiten verificar, en función de dichas perspectivas, que no existen condiciones de convergencia absoluta en Piura, dado que las diferencias entre los distritos tienden a incrementarse en el tiempo (divergencia sigma). Además, existe un patrón de polarización del desarrollo al interior de la región, por los efectos espaciales entre un clúster desarrollado y uno rezagado. Por consecuencia, los esfuerzos en inversión pública resultan insuficientes para disminuir las desigualdades distritales. Los retos para la convergencia son de naturaleza estructurales, que condicionan fuertemente el desarrollo en dichos espacios, tales como su pobreza persistente y la presencia de efectos espaciales en el territorio.

ORCID: ¹0000-0001-8863-921X; ²0000-0001-8881-484X.

Autor de correspondencia: Marvin Suarez, marvin_14_39@hotmail.com.

Copyright © 2021 Suarez et al. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License.



CONVERGENCE FROM A TERRITORIAL APPROACH: A CASE OF THE PIURA REGION, PERU, PERIOD 2007-2019

*Marvin Suarez^{*1} and Humberto Correa^{*2}*

^{*}Universidad Nacional de Piura - Facultad de Economía

Article Info

Received:

1st September 2021

Accepted:

19th November 2021

Keywords:

District convergence
Territorial development
Human development
Spatial autocorrelation
Territorial inequality
Municipal investment

JEL:

O15, O18, R58

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/31.2.5>

Abstract

This research analyzes the effect of public investment on the convergence conditions in district development in the Piura Region (Peru) during the period 2007-2019.

Convergence, as captured by the Human Development Index (HDI), is evaluated using two approaches: traditional beta convergence (absolute and conditional), and distributional analysis, to verify the dynamic behavior of the HDI over time (sigma convergence) and in space (spatial autocorrelation).

The results allow us to verify that there is no convergence in Piura since the differences between the districts tend to increase over time (sigma divergence). Moreover, there is a polarization in the development within the region, due to the existence of a developed cluster and a lagging one. The research thus finds that public investment efforts are insufficient to reduce district inequalities. The challenges for convergence are structural in nature and include problems that strongly condition development in these areas, such as persistent poverty and the presence of spatial effects in the territory.

ORCID: ¹0000-0001-8863-921X; ²0000-0001-8881-484X.

Corresponding author: Marvin Suarez, marvin_14_39@hotmail.com.

Copyright © 2021 Suarez et al. Authors retain the copyright of this article. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution Licence 4.0.

1. INTRODUCCIÓN

El PIB per cápita de la economía peruana, durante el periodo 1900-2019, creció a una tasa promedio anual de 1.57 %. Sin embargo, entre el 2001-2019, su crecimiento fue mayor; la economía creció a una tasa anual promedio del 4.5 %, una dinámica que ha permitido acortar distancias respecto a las economías avanzadas de Latinoamérica y la OCDE (Jaramillo y Silva, 2011).

No obstante, es necesario reconocer que el territorio peruano presenta marcada heterogeneidad por sus diferencias de naturaleza geográfica, climática, cultural, ecológica, económica y demográfica. Dicha complejidad condiciona fuertemente el crecimiento en las escalas subnacionales, reconociéndose la coexistencia de grupos de economías con dinámicas propias (Del Pozo y Espinoza, 2011; Gonzales y Trelles, 2004; Odar, 2002). En ese sentido, existen brechas persistentes entre Lima y el resto país, así como un divorcio entre lo urbano y rural, y que se evidencia en su liderazgo en términos de participación en el PIB nacional (> 40 %).

En este contexto se encuentra Piura, una de las veinticuatro regiones del Perú, ubicada en la costa norte. Piura dispone de un importante potencial por su dotación de recursos naturales, capital humano, geografía y diversidad climática. Sin embargo, la región presenta serios problemas para articular procesos que le permita un aprovechamiento eficiente de sus condiciones iniciales. En el periodo 1900-2019, su crecimiento se ha ralentizado (gráfico 1), registrando una tasa del 0.09 % anualmente, muy por debajo del promedio nacional (1.57 %) y de Lima (1.32 %). En consecuencia, su posición en el *ranking* regional cayó: en 1990, era la segunda economía del país, mientras que en 2020 retrocedió al sexto lugar.

La presente investigación constituye un punto de partida en el esfuerzo por contribuir con evidencia empírica de carácter regional y local¹, particularmente en el tema de las desigualdades, a fin de modelar una realidad específica como es la región Piura, buscando, de forma general, analizar el efecto de la inversión pública sobre las condiciones de convergencia en el desarrollo distrital en la región de Piura, sobre la base del índice de desarrollo humano (IDH), durante el periodo 2007-2019.

Además de los aspectos introductorios, el trabajo se encuentra estructurado en un total de seis secciones. La segunda sección proporciona información del ámbito de estudio, en términos de crecimiento económico y otras dimensiones del desarrollo, en el contexto nacional. La tercera sección describe el marco teórico que respalda la investigación. La cuarta sección contiene información sobre los datos y la estrategia estadística y econométrica. En la quinta sección, se discuten los principales hallazgos

¹ Se toma como estudio particular los distritos de la región peruana de Piura, dado que existe la limitante de disponibilidad de información oficial a esta escala, pese a ello los autores vienen trabajando durante años en la línea de investigación del desarrollo regional, y producto de ello se ha contribuido a la realización de los compendios como *Ocho diagnósticos para el desarrollo regional*, *Miradas regionales sobre desarrollo económico y social* y, recientemente, *Estudios regionales: Análisis y propuestas de desarrollo económico y social*, de la Universidad del Pacífico (Perú).

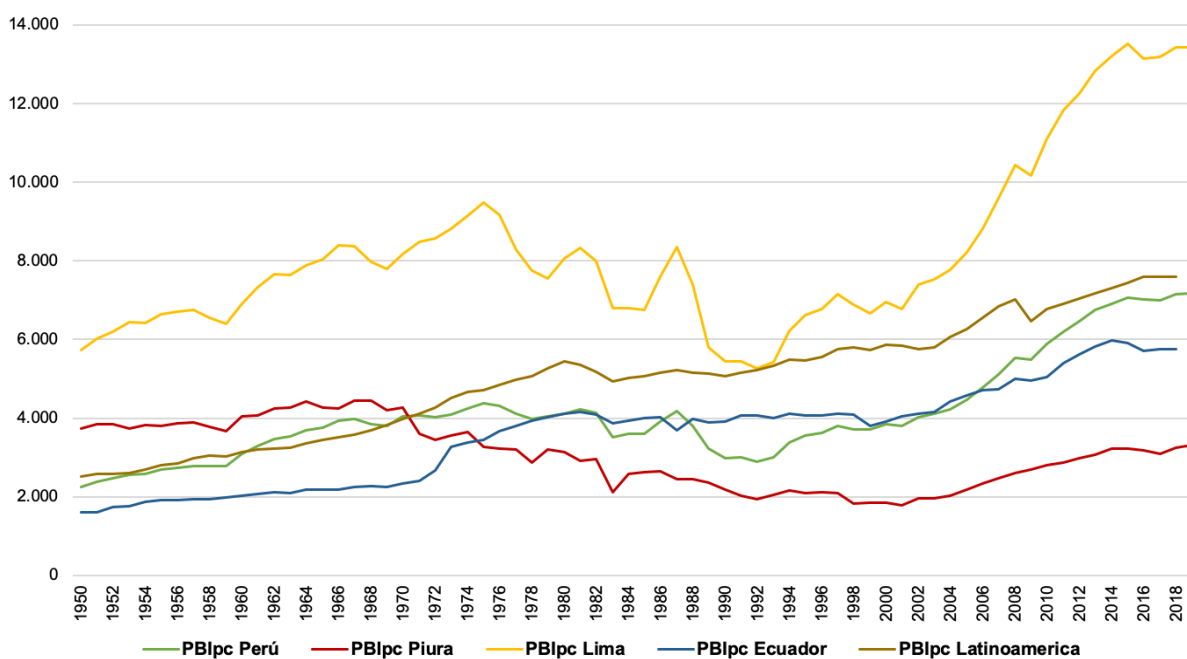
de la investigación. Y finalmente, en la sexta sección, se formulan las conclusiones e implicaciones de política económica.

2. CONTEXTO DE ESTUDIO

La economía peruana ha registrado un desempeño positivo entre 1900-2019, con un crecimiento promedio anual del 1.10 %, favorecido por la implementación de un programa de políticas de estabilización y un agresivo proceso de reformas estructurales, cuyas medidas permitieron aprovechar las condiciones del mercado internacional, en términos de exportaciones y afluencia de capital extranjero. Además, en un contexto de disciplina fiscal y estabilidad en los precios de la economía, se sentaron las bases del crecimiento sostenido, que se muestra en el gráfico 1.

Gráfico 1.

Evolución del PIB per cápita 1900-2019 (en dólares Geary-Khamis, 1990)



Fuente: Seminario et al. (2019); Maddison Project Database, versión 2020 y 2013

Elaboración: autores

La dinámica de crecimiento de la economía peruana, si bien ha sido a tasas inferiores a las registradas por el promedio latinoamericano (1.55 %) e incluso menor al desempeño del país vecino del Ecuador (1.84 %), acortó sus distancias respecto a las economías de la región. Sin embargo, los resultados de dicho crecimiento se evidencian en mayor medida para la capital (Lima), en contraste al desempeño de otras

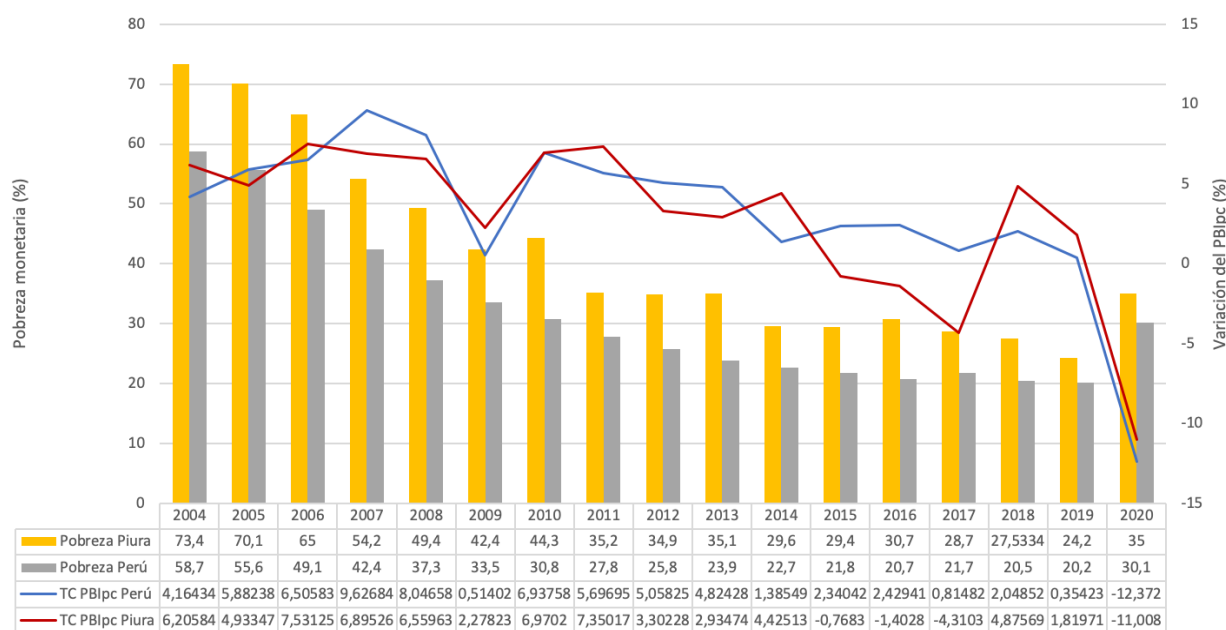
economías del interior, como el caso de Piura, cuyo crecimiento promedio anual, en dicho periodo, fue de solo el 0.09 %.

Conviene preguntarse si el crecimiento macroeconómico del Perú se evidencia al interior de su territorio y si aquellas regiones con condiciones desfavorables han acortado distancias respecto a la región capital Lima. En ese sentido, tomando como referencia una de sus regiones, como lo es Piura se intenta abordar esta problemática a un nivel distrital, constituyendo un punto de partida a un análisis de mayor escala, que involucre territorios de otras regiones.

En el caso particular de Piura, si bien es la sexta economía del país al 2020, registra un debilitamiento en términos de su crecimiento, lo que, sin duda, repercute en su desarrollo. Como se puede visualizar en el gráfico 2, para el caso de la pobreza monetaria, que, si bien ha logrado reducir más de 30 puntos porcentuales entre el 2004 y 2020, continúa siendo superior al promedio nacional durante el 2004-2020.

Gráfico 2.

Piura: índice de pobreza monetaria y variación del PIB per cápita 2004-2020



Fuente: INEI

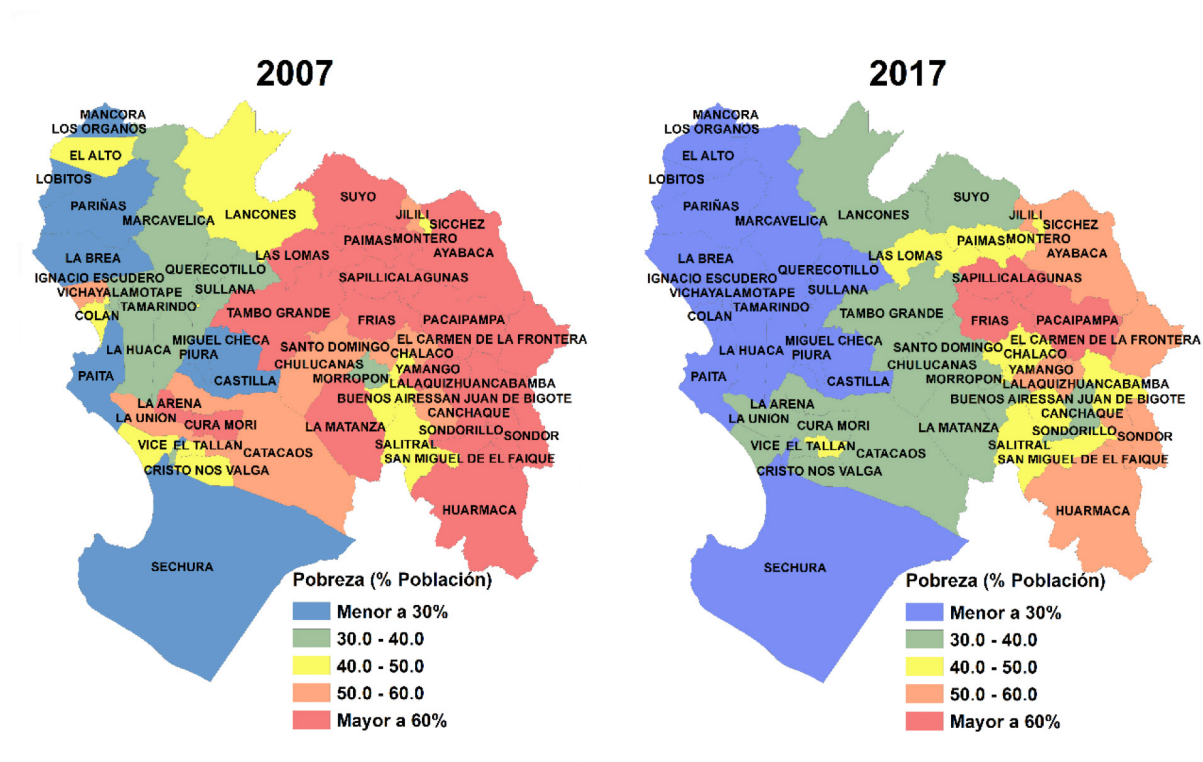
Elaboración: autores

La pobreza monetaria se agudiza en mayor medida en las zonas altoandinas de esta región, como se visualiza de color rojo y anaranjado en el gráfico 3, tal es el caso de los distritos de Pacaipampa, Frías, Sapollica y Lagunas, en la provincia de Ayabaca, donde más del 50 % de su población se encuentra en situación de pobreza entre 2007 y 2017.

Asimismo, la región Piura, a pesar de las mejoras en el índice de desarrollo humano (IDH) entre el 2003-2019, no ha logrado superar el puesto 12° del *ranking* regional. Aquello también se refleja al interior de la región, tal como se muestra en la

tabla 1, donde 53 de los 64 distritos analizados (82.8 %) han perdido competitividad en el *ranking* distrital nacional en el periodo 2007-2019; es decir, si bien el IDH se ha incrementado, no es suficiente para superar la condición de rezago, especialmente en los distritos de sierra.

Gráfico 3.
Piura: pobreza monetaria distrital (% población) 2007-2017



Fuente: INEI

Elaboración: autores

Tabla 1.
Piura: variación IDH por distritos (*ranking* nacional y valor) 2007-2019

Clasificación	IDH 2007	N° Distritos	Promedio	Avanzaron		Retrocedieron	
			Valor	N°	%	N°	%
Desarrollo alto	IDH $\geq$ 0.33	23	0.37483	2	9.5	19	90.5
Desarrollo medio	0.25 < IDH < 0.33	19	0.29100	4	19.0	17	81.0
Desarrollo bajo	IDH < 0.25	22	0.20336	5	22.7	17	77.3
TOTAL		64	0.29100	11	17.2	53	82.8

Fuente: PNUD

Elaboración: autores

Por otra parte, es necesario reconocer que existen esfuerzos desde los gobiernos locales (GL) por promover mejores condiciones de vida al interior de la región, principalmente a través de las inversiones, cuyo monto ejecutado entre 2007 y 2019 asciende a 2.4 mil millones de dólares, según se muestra en la tabla 2, de los cuales el 55.39 % se ha concentrado en los distritos de mayor desarrollo. Además, los distritos menos desarrollados, si bien registran el mayor crecimiento en la ejecución de recursos públicos (TCPA = 17.34 %), mantienen una baja participación en el total ejecutado (23.97 %).

Tabla 2.

Piura: Inversión municipal total por categoría de distritos 2007-2019

	Monto total (US\$)	%	Tasa de crecimiento promedio anual TCPA (%)	Monto promedio por distrito (US\$)
Desarrollo Alto	1,337,152,062	55.39	9.75	63,673,908
Desarrollo Medio	498,393,928	20.64	13.47	23,733,044
Desarrollo Bajo	578,652,378	23.97	17.34	26,302,381
Total	2,414,198,369		12.21	37,721,850

Elaboración: autores

3. MARCO TEÓRICO

El desarrollo visto desde el enfoque territorial es un proceso integral y complejo, donde el territorio no se define como el espacio físico sino como un actor del desarrollo, donde interactúan sus diferentes dimensiones: humana, sociocultural e institucional, ambiental y económica (Guastavino, et al., 2015; Madoery, 2007; Madoery, 1999, y Boisier, 1996).

La forma en que se gestione el potencial endógeno de los territorios (recursos) resulta clave para fortalecer el sistema productivo local y generar los excedentes económicos que permitan atender otras dimensiones del desarrollo, como el capital humano y el desarrollo de mejores prácticas productivas que sean amigables con el medio ambiente, en un proceso virtuoso que se retroalimenta.

Por otro lado, es necesario reconocer que el desarrollo no surge de forma espontánea y no se manifiesta de forma homogénea en el territorio. Por ello, existirán economías ganadoras, pero también perdedoras, con dificultades para promover condiciones de crecimiento y desarrollo. Dada la posibilidad de heterogeneidad del desarrollo regional, la dinámica de desarrollo puede analizarse desde la convergencia, en sus diferentes enfoques.

Desde la teoría del crecimiento económico, con los modelos de corte neoclásico, surge la idea de convergencia, al plantearse la hipótesis de que las economías pobres pueden crecer a una mayor velocidad que las ricas y, en consecuencia, presentar

una tendencia en la reducción de sus diferencias (Rabanal, 2016; Sala-i-Martin, 2000; De la Fuente, 1996).

Sin embargo, es necesario señalar las condiciones para que este proceso sea posible. Se debe tomar en cuenta si las economías analizadas comparten características en común (condiciones estructurales) y, además, si las diferencias iniciales, en términos de su ingreso, pueden condicionar este proceso.

Formalizando el análisis e incorporando las condiciones iniciales y estructurales de las economías subnacionales —como sugieren Rabanal (2016), Figueras, Arrufat y Regis (2003), y Sala-i-Martin (2000)—, se tiene una convergencia beta de tipo condicional que se sintetiza en la ecuación 1, propuesta por Darlauf, Johnson, & Temple (2005) y De la Fuente (1996):

$$\gamma_{i,t} = \log(y_{i,t}) - \log(y_{i,t-1}) = \alpha + \beta \log(y_{i,t-1}) + \omega X_i + \pi Z_i + \mu_{i,t} \quad (1)$$

Esta forma de ver la convergencia permite incluir variables del estado estacionario (X_i) y de las particularidades de los territorios (Z_i). En Z_i se incluye los esfuerzos de inversión pública², que aquí se enfatizan por tener un efecto dinamizador en las economías locales. El parámetro de convergencia ($\beta < 0$) y ω y π deben ser diferentes de cero, caso contrario, se tendrían condiciones de convergencia absoluta.

Esta perspectiva resulta pertinente para el caso peruano, donde, a pesar de su notable crecimiento económico, no es condición suficiente para generar un proceso de convergencia al interior del país, cuyos territorios tienen dinámicas propias que resultan en una multiplicidad de sendas de crecimiento (Chirinos, 2008; Gonzales y Trelles, 2004; Odar, 2002; Galor, 1996).

En este sentido, las economías locales se comportan como un sistema dinámico. Una relación negativa entre la tasa de crecimiento del ingreso per cápita y su nivel inicial, sin embargo, no es condición suficiente para demostrar que las diferencias entre ellas se estén reduciendo. Esto sugiere considerar en el análisis un enfoque de distribución tanto en el tiempo (Darlauf, Johnson y Temple, 2005; Figueras, Arrufat, y Regis, 2003; Benavides, 2002; Sala-i-Martin, 2000) como en el territorio (Anselin, 1989; Rey & Montouri, 1998 y Fingleton, 2003).

La dinámica en el tiempo puede verse desde la convergencia sigma, a través del análisis de la varianza del ingreso (Hotelling, 1933; Sala-i-Martin, 2000; Benavides, 2002 y Gluschenko, 2012), en comparación al promedio de economías o un territorio líder. Si la varianza del ingreso se reduce en el tiempo, sería un indicador de la disminución de las desigualdades y una potencial convergencia.

Por su parte, la dimensión espacial es relevante en estudios de esta naturaleza, pues explica la concentración la actividad económica en determinados territorios o la dinámica poblacional. Es decir, el comportamiento en un determinado espacio puede estar influenciado por territorios vecinos, lo que puede ser analizado a través de la autocorrelación espacial (Anselin & Rey, 1991; Anselin, 2010; Cienfuegos,

² Se recurre a esta variable ante la limitante de la inversión privada a esta escala.

2015; Rabanal, 2016b). Esta correlación espacial podría ser un condicionante a los procesos de convergencia.

Por esta razón, la convergencia requiere considerar la dinámica entre las economías, en términos temporales y espaciales, y, además, las condiciones (iniciales y estructurales) que las caractericen. Una mayor disponibilidad de indicadores sobre los procesos de convergencia brindará un panorama adecuado para la comprensión de la dinámica territorial. El análisis proporciona, de esta manera, información relevante en la propuesta y desarrollo de políticas orientadas a brindar mejores condiciones de vida a la población.

Asimismo, tal como se mencionó anteriormente, el desarrollo no se manifiesta de igual forma en uno y otro territorio, como lo que sucede entre lo urbano y rural, cuyas características particulares condicionan sus dinámicas. En ese sentido, existirán economías con fuertes limitantes, donde será necesario un impulso exógeno para aprovechar su potencial endógeno y promover sus iniciativas de desarrollo (Capello, 2007 y González, et al. 2002).

En este contexto, el Estado puede tener un rol activo mediante políticas que busquen generar competitividad territorial. Las políticas pueden promover que una región aproveche de forma más eficiente sus recursos (endógeno) y la creación de entornos locales innovadores. Para ello, se requiere la cooperación estratégica de los actores públicos y privados territoriales (Cuervo, 2004), pues promueve procesos que facilitan el crecimiento de las unidades subnacionales y reducen las disparidades entre ellos.

Un instrumento de política, importante por los potenciales efectos positivos sobre el rendimiento del capital privado, tanto en consumo como en inversiones, es el gasto público (Barro, 1988; Aschauer, 1989; Martínez, 2006). En esta línea, Vázquez (2000) señala que las inversiones, particularmente en infraestructura, que pueden ser de tipo económica, social, ambientales y de información y conocimiento, tal como se detalla en la tabla 3, son necesarias para promover la competitividad de los territorios, al dotarlas de mejores precondiciones y, con ello, mayor potencial para atraer inversiones privadas (CAF, 2010; Gutiérrez, 2006; Biehl, 1988). En consecuencia, las regiones incrementarían su capacidad productiva, dinamizando las economías y favoreciendo las condiciones de convergencia y desarrollo (Ágenor y Moreno-Dodson, 2006).

Asimismo, debe reconocerse el carácter espacial de las inversiones públicas, en el sentido de que la construcción de una determinada infraestructura favorece las condiciones de las regiones más allá de sus límites geográficos. Además, dado que los recursos son escasos, las decisiones de localización de las inversiones deben ejecutarse de forma eficiente, buscando el beneficio no solo de un determinado territorio, sino generando sinergias que integren a todos (avanzados y rezagados) en un mismo proceso de desarrollo (Straub, 2008).

Tabla 3.
Tipología de las infraestructuras

Económicas o técnicas	Sociales	Ambientales	Información y conocimiento
Transportes: carreteras, redes viales, vías férreas, aeropuertos, puertos, vías navegables, entre otras.	Abastecimiento de agua y energía	Recogida de basura	Investigación básica e investigación y desarrollo (I+D)
Telecomunicaciones: redes de telefonía fija y celular, redes de fibra óptica, antenas microondas y satélites.	Saneamiento, alcantarillado	Tratamiento y reciclaje de residuos sólidos	Sistemas de información a distancia
Energía: redes de distribución eléctrica y gas, plantas de generación, estaciones de transformación, plantas compresoras, oleoductos y gaseoductos.	Servicios de apoyo a la producción	Tratamiento de aguas residuales	TV por cable
Represas y canales de irrigación	Salud y sanidad (red de asistencia primaria, hospitales, centros de rehabilitación, etc.)	Cuidado de parques y reforestación	
	Escuelas, institutos, universidades y centros de enseñanza	Parques y reservas naturales	
	Servicios colectivos (justicia, seguridad ciudadana, protección civil, urbanismo, parques, etc.)	Circuitos de ecoturismo	
	Cultura, deporte y turismo	Protección del medio ambiente local (suelo, aire, agua, playas, ríos, lagos, etc.)	
	Servicios sociales (guarderías, viviendas de protección social, centros para la juventud, centros para la tercera edad, etc.)		

Elaboración: autores, adaptado de Alburquerque (2007) y BID (2000)

4. DATOS Y METODOLOGÍA

El análisis de la convergencia generalmente se evalúa respecto a variables de ingreso, como el producto interno bruto. Sin embargo, dado el enfoque de desarrollo territorial que se considera aquí y las limitantes de información de una variable de esta naturaleza en la escala distrital, la convergencia se analiza sobre la base del IDH, que, pese a sus limitaciones, intenta recoger el carácter multidimensional de bienestar, en la línea con Stiglitz, Sen & Fitoussi (2008). Este índice captura condiciones de vida materiales (ingreso familiar per cápita, INGFpc), salud (esperanza de vida) y educación (población con educación secundaria y años de escolaridad).

Los datos se obtienen del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), cuya información del IDH y sus componentes está disponible para los años 2003, 2007, 2011-2012, 2015, 2017-2019. Los indicadores asociados a la inversión pública, tanto municipal como total (Gobierno central, regional y local), han sido recuperados del Ministerio de Economía y Finanzas (MEF). Además, los datos se desagregaron en inversión de tipo económica y social, según las funciones en las que orientaron los proyectos de inversión. Por su parte, la información de las variables condicionantes de tipo socioeconómico y geográfico se obtuvo de las principales instituciones públicas del país, como el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), Instituto Nacional de Salud (INS)-MINSA, Centro Nacional de Planeamiento Estratégico (CEPLAN) e Instituto Nacional de Defensa Civil (INDECI).

La unidad de análisis es el distrito. Para el caso de la región de Piura, se tiene un total de 64 distritos³, con información disponible para el periodo cuatrienal 2007-2019, con lo que se tiene un total de 256 observaciones.

El contraste de la hipótesis de convergencia beta (absoluta y condicional) se realizó tomando en cuenta los aportes teóricos y evidencia revisada (Darlauf, et al., 2005, y De la Fuente, 1996), que se sintetizan en el siguiente modelo econonométrico, en una estructura de datos panel, en su forma:

$$TCIDH_{i,t} = \alpha + \beta \log(IDH_{i,t-1}) + \omega X_i + \pi Z_i + \mu_{i,t} \quad (2)$$

Donde la variable dependiente es la tasa de crecimiento del IDH⁴ ($TCIDH_{i,t}$). Además, X_i es un vector que recoge los indicadores relacionados con la variable de interés, inversión pública, y Z_i es el vector de variables de control, como pobreza, desnutrición, densidad poblacional y emergencias por fenómenos naturales.

Existirá evidencia de convergencia si el parámetro β , estimado en (2), resulta negativo, siendo convergencia absoluta si se estima considerando los vectores X_i y Z_i , o convergencia condicional si se incluye la inversión pública municipal y el resto de variables de control.

³ Actualmente, se tienen 65 distritos, pero se optó por no contar con el distrito Veintiséis de Octubre, pues no se disponía de información completa del periodo analizado, dada su reciente creación.

⁴ Donde la tasa de crecimiento se expresa por $\frac{\ln(IDH_t) - \ln(IDH_{t-1})}{T}$.

Asimismo, para capturar los efectos espaciales que podrían estar condicionando la convergencia distrital, se recurre a un modelo del tipo *general nesting spatial model* (GNS), tal como se especifica en Burridge et al. (2016), extendiéndose el modelo (2) a uno de la forma:

$$TCIDH_{i,t} = \alpha + \beta \log(IDH_{i,t-1}) + \rho W * \log(IDH_{i,t-1}) + \omega X_i + \theta W * X_i + \pi Z_i + \phi W * Z_i + \mu_{i,t} \quad (3)$$

Donde $\mu_{i,t} = \lambda W * \mu_{i,t} + \varepsilon$; y W es la matriz de pesos espaciales.

Además, se consideran otras medidas adicionales de convergencia desde el enfoque de distribución. Esas incluyen la convergencia sigma (σ) y la autocorrelación espacial, para analizar la dinámica del desarrollo distrital en el tiempo y en el espacio. En el caso de la convergencia- σ , se estimó a través de la varianza del IDH (σ^2_{IDH}):

$$\sigma^2_{IDH} = \frac{\sum_{i=1}^N [\ln(IDH_{i,t}) - \ln(\overline{IDH_t})]^2}{N} \quad (4)$$

Se espera que haya convergencia sigma si

$$\sigma^2_{\ln(IDH_{i,t})} - \sigma^2_{\ln(IDH_{i,t+T})} > 0$$

Por otra parte, la autocorrelación espacial fue contrastada a partir de la estimación del índice de Moran (global y local) para determinar los potenciales efectos (positivos o negativos) de la vecindad en el desarrollo de un determinado distrito. El índice de Moran (IM) se calculó mediante la siguiente formulación (Cienfuegos; 2015; Rabanal, 2016b):

$$I = \frac{N * \sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S_o * \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}, i \neq j \quad (5)$$

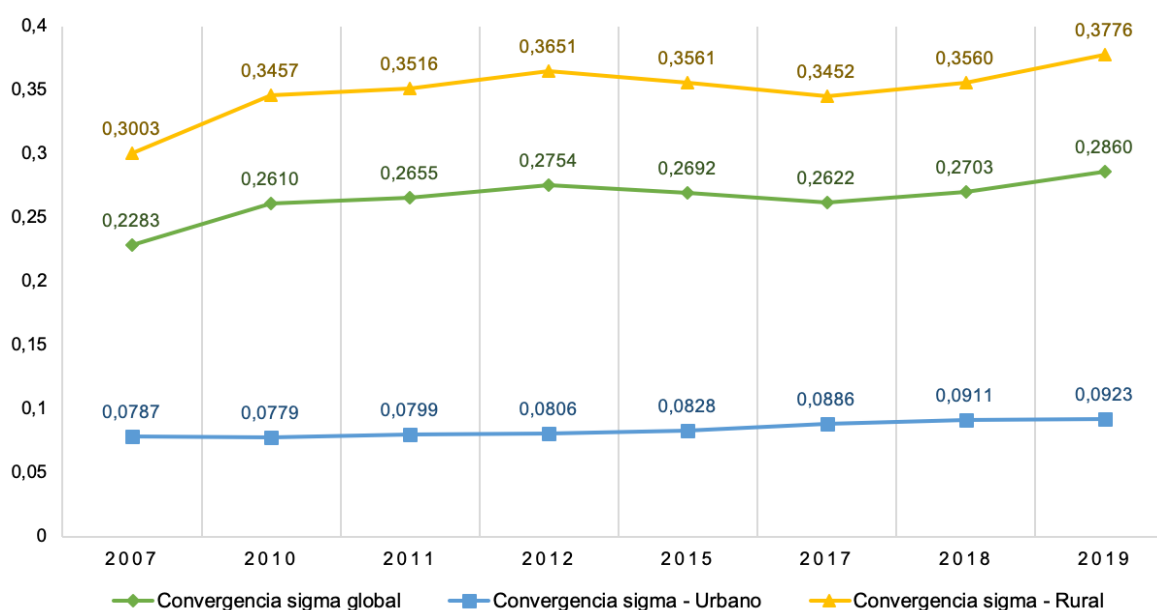
Donde x_i representa el valor de la variable IDH para el distrito i ; N , el tamaño muestral; w_{ij} , los pesos espaciales de una matriz de contactos W , y S_o , la sumatoria de los pesos espaciales. Si IM, i), es estadísticamente mayor a cero, entonces habrá autocorrelación positiva; si, ii), en caso que sea menor, implicaría que existe una autocorrelación negativa, y si, iii), es cero, no existe autocorrelación y los datos en el espacio se distribuyen aleatoriamente. Además, se complementa con el estadístico G de Getis-Ord, para identificar patrones de agrupamiento o clúster. En ambos indicadores, la hipótesis nula es si existe aleatoriedad espacial (Sibiato & Guzmán-Manrique, 2019). Los cálculos de este índice se realizaron en ArcGis 10.8.

5. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los resultados, en términos de la varianza del IDH (convergencia- σ), para el periodo 2007-2019, permiten concluir que, en el promedio distrital global, la dinámica del desarrollo de Piura tiende a incrementar las diferencias, con una variación de σ^2_{IDH} en 0.0577 puntos, como se puede visualizar en la curva verde del gráfico 4, y que se evidencia en mayor medida en los distritos de los ámbitos rurales (variación de σ^2_{IDH} en 0.0773 puntos, curva amarilla del gráfico 4).

Asimismo, de forma particular, el 66.6 % de los distritos de mayor desarrollo relativo convergen en el periodo analizado, mientras que solo el 27.3 % de distritos (6 distritos) de menor desarrollo logran disminuir sus brechas entre el 2007 y 2019. Esta dinámica revela el estancamiento de los territorios deprimidos y rurales. Es decir, el desarrollo en los espacios distritales piuranos es heterogéneo, y tiende a profundizarse en el tiempo, reduciendo las posibilidades convergencia- (gráfico 4 y tabla 4).

Gráfico 4.
Piura: evolución de la convergencia- σ 2007-2019 y ruralidad 2007



Fuente: PNUD

Elaboración: autores

Tabla 4.
Piura: convergencia- σ por grupos de distritos

Nivel de desarrollo	Convergencia		Divergencia	
	Nº	%	Nº	%
Alto	14	21.88	7	10.9
Medio	11	17.19	10	15.6
Bajo	6	9.38	16	25.0
Total	31	48.44	33	51.56

Fuente: PNUD

Elaboración: autores

Además, existe evidencia estadística de que existen efectos de autocorrelación espacial positiva en todo el periodo analizado, en términos del índice global de Moran (IGM) y el estadístico general G (GG). Es decir que, en el conglomerado global, los distritos de mayor desarrollo tienden a beneficiar a aquellos que se encuentran geográficamente cerca a ellos (Escobal, 2014 y Correa, 2015). Lo contrario sucede con los territorios rezagados, en su mayoría sobre los espacios de la sierra. Esta dinámica puede verse de forma particular a través del índice local de Moran, donde se destaca la presencia de dos clústeres, uno desarrollado (color azul) y otro rezagado (color rojo), como se muestra en los mapas del gráfico 5, evidenciando una polarización del desarrollo distrital, que se profundiza en el tiempo.

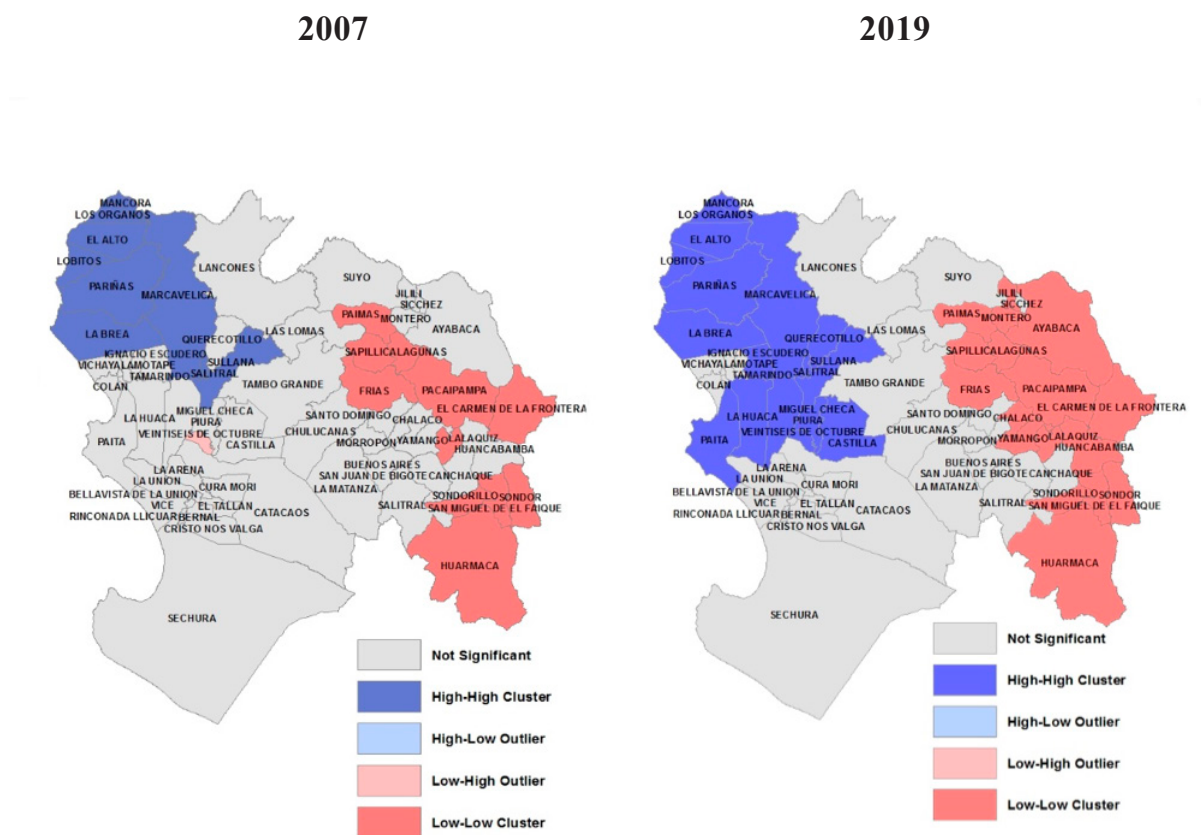
Tabla 5.
Contraste de la autocorrelación espacial del IDH distrital

Periodo	Valor del indicador		Estadístico Z	Resultado
2003	Índice global de Moran (IGM)	0.216357	4.191356***	Autocorrelación positiva
	Estadístico general G (GG)	0.000007	0.165404	
2007	Índice global de Moran (IGM)	0.331858	6.119676***	Autocorrelación positiva
	Estadístico general G (GG)	0.000008	1.233732	
2011	Índice global de Moran (IGM)	0.402605	7.318008***	Autocorrelación positiva
	Estadístico general G (GG)	0.000008	1.748813*	
2015	Índice global de Moran (IGM)	0.624356	11.154797***	Autocorrelación positiva
	Estadístico general G (GG)	0.000008	2.777925**	
2019	Índice global de Moran (IGM)	0.624485	11.174913***	Autocorrelación positiva
	Estadístico general G (GG)	0.000008	2.688814**	

Fuente: PNUD

Elaboración: autores

Gráfico 5.
Piura: índice local de moral (ILM) del IDH a nivel distrital*



*Los clústeres formados son significativos al 5 % de probabilidad, mientras que el área gris corresponde a los distritos cuyo ILM no resultó significativo a dicho nivel de probabilidad.

Fuente: PNUD

Elaboración: autores

Los resultados de las estimaciones econométricas que se muestran en la tabla 6 permiten confirmar las condiciones de no convergencia, en el caso de los modelos de datos de panel convencional, tanto en la versión beta absoluta (M01) y condicional (M02), dado un parámetro β positivo. Sin embargo, en los modelos de datos de panel espacial (M03-M07), donde se corrige el sesgo producido por la autocorrelación espacial, el parámetro β resulta negativo y estadísticamente significativo.

De lo anterior, se reafirma la presencia efectos espaciales, tanto en el IDH distrital como en el término de error (variables omitidas), tal como se evidencia en la significancia de los parámetros λ y ρ , respectivamente, que se muestran en el modelo M06 y M07 de la tabla 6. Es decir, el comportamiento de los territorios vecinos tiene un efecto sobre el desarrollo distrital, dependiendo donde está ubicado (clúster avanzado o clúster rezagado), con lo que la disminución de las desigualdades al interior de la región se encuentra fuertemente condicionado a estos efectos.

Tabla 6.
Estimaciones convergencia- β 2007-2019

Variable independiente (1)	Variable dependiente: TCIDH						
	Panel data			Panel data espacial			
	M01	M02	M03	M04	M05	M06	M07: Final
	β -absoluta	β -condicional	β -condicional				
IDH(-1)	0.02360***	0.00063	-0.08460***	-0.06186***	-0.0798173***	-0.0718903***	-0.08074***
Inversión municipal (IPM)		0.00347***					
Inversión pública total (IPT)				0.00135**		0.00131**	0.00074
Inversión pública económica (IPECO)					0.0002848		
Inversión pública social (IPSOC)					-0.0000033		
Pobreza		-0.00031**			-0.0003081**	-0.000377**	-0.00031**
Emergencias por fenómenos naturales		-0.00213**			-0.00081		
Constante	0.05081***	0.02641***					
Spatial							
lambda (λ)			0.78440***		0.763195***		0.75124***
rho (ρ)						0.5617102***	
Wx							
LIPpc							
LIPTpc				0.00456***		0.00443***	
rPOBRE						-0.0000136	
Statistics							
Método de estimación	Efectos fijos	Efectos fijos	Spatial Error Model (SEM)	Spatial Error Model (SEM)	Spatial Error Model (SEM)	Spatial Durbin Model (SDM)	Spatial Error Model (SEM)
N	256	256	256	256	256	256	256
r2	0.07163	0.23946	0.14264	0.0758	0.1089	0.0574	0.11788
r2_b			0.65327	0.54867	0.6697	0.561	0.67588
r2_w			0.08898	0.38514	0.131	0.4359	0.1429

(1) Expresadas en logaritmos naturales, a excepción de la variable Pobreza

*p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Elaboración: autores

La evaluación de la inversión pública, tanto municipal como total (Gobierno central, regional y local), si bien resulta tener un impacto positivo sobre la convergencia, por sí solo no es determinante en reducir las diferencias entre los distritos

de la región Piura. Estos resultados responden a la presencia de efectos espaciales, así como problemas estructurales —como la pobreza—, que limitan fuertemente los procesos de convergencia en la región y que profundizan sus desigualdades.

6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El presente trabajo se planteó como objetivo principal analizar el efecto de la inversión pública a nivel municipal sobre las condiciones de convergencia en desarrollo distrital en la región Piura (Perú), durante el periodo 2007-2019. Los resultados permiten verificar desde los diferentes enfoques —tradicional (análisis de convergencia) y un análisis de distribución en tiempo— que no existe convergencia absoluta en Piura en términos del índice de desarrollo humano (IDH). En adición, mientras que los esfuerzos en inversión pública, tanto municipal como total, apoyan una tendencia de convergencia, son insuficientes para disminuir las desigualdades al interior de la región. La razón probable es que existen otros factores condicionantes, como pobreza persistente y la presencia de efectos espaciales que impiden la convergencia de los distritos más pobres a los más ricos en esta región.

El análisis de la convergencia desde el enfoque de distribución establece que las diferencias entre los distritos, medida en términos de la varianza del IDH (σ^2_{IDH}), se incrementó en 0.0577 puntos en promedio en el periodo 2007-2019, y en mayor medida en los distritos rurales (0.0773 puntos). Además, la estimación del índice de Moran (global y local) y del estadístico G de Getis-Ord permite demostrar una autocorrelación espacial positiva, que se evidencia en una polarización del desarrollo distrital —por un lado, un clúster desarrollado concentrado sobre la costa norte de la región, y, en contraste, un clúster rezagado, comprometiendo a los territorios altoandinos de Piura—. Es decir, la dinámica del IDH distrital es divergente tanto en el tiempo como en el espacio, lo que significa que las desigualdades tienden a profundizarse.

La contrastación econométrica de la hipótesis de convergencia absoluta en modelos de datos de panel convencional muestran un parámetro β positivo; es decir, no hay condiciones en que las desigualdades tiendan a disminuir de forma automática. Sin embargo, cuando la convergencia se condiciona en otros factores, como la inversión pública, e incorporando los efectos espaciales a través de modelos de datos de panel espacial, se evidencia que existe convergencia de tipo condicional ($\beta < 0$). Además, si bien la inversión pública tiene un impacto marginal positivo, no es determinante para explicar la convergencia, dada la presencia de otros factores que condicionan dicho proceso, como la pobreza y los efectos espaciales, que, en conjunto, tienden a profundizar las desigualdades al interior de la región.

Los hallazgos de la presente investigación permiten establecer que las decisiones de inversión necesitan tomar en cuenta los efectos espaciales, dado que el comportamiento de los vecinos tiende a condicionar el desarrollo de un determinado distrito. Por esta razón, no se debe pensar en el desarrollo de forma aislada con el conglomerado distrital, sino implementar intervenciones que se articulen con las

dinámicas de los distritos vecinos. Los resultados muestran la importancia de trabajar en aspectos esenciales de las condiciones de vida de la población, como los servicios básicos e infraestructura social. Sin ello, es difícil fomentar las condiciones de crecimiento y desarrollo, principalmente en los distritos de los espacios altoandinos de la región.

Finalmente, es necesario un mayor estudio de las dinámicas locales, a fin de contribuir a validar los resultados obtenidos para el caso particular de esta región del Perú. Se recomienda un mayor involucramiento institucional en la producción de información a escalas locales, a fin de contar con los recursos necesarios para análisis regionales de mayor complejidad y contribuir con evidencia empírica sólida sobre la economía regional, que sea base para la toma de decisiones.

BIBLIOGRAFÍA

- Abramonte, M., Correa Cánova, H., Dulanto Rishing, G., Oliden Milla, J. C., & Revesz, B. (2006). Aportes para el gobierno regional 2007-2010: Región Piura. Consorcio de Investigación Económica y Social–CIES y Centro de Investigación y Promoción del Campesinado–CIPCA.
- Agénor, PR y Moreno-Dodson, B. (2006). Infraestructura pública y crecimiento: nuevos canales e implicaciones políticas (Vol. 4064). Publicaciones del Banco Mundial.
- Albuquerque Llorens, F. (1997). Metodología para el desarrollo económico local. Repositorio de la CEPAL.
- Albuquerque Llorens, F. (2015). El enfoque del desarrollo económico territorial. En P. S. Costamagna, & S. Pérez Rozzi, Enfoque, estrategias e información para el desarrollo territorial : los aprendizajes desde ConectaDEL. Programa ConectaDEL.
- Albuquerque, F., Dini, M., & Pérez, R. (2008). MÓDULO 7: EL ENFOQUE DEL DESARROLLO ECONÓMICO TERRITORIAL. En Guía de aprendizaje sobre integración productiva y desarrollo económico territorial. Sevilla: Instituto de Desarrollo Regional, Fundación Universitaria de la Universidad de Sevilla e Instituto de Economía, Geografía y Demografía del Consejo Superior de Investigaciones Científicas.
- Anselin, L. (1989). What is Special About Spatial Data? Alternative Perspectives on Spatial Data Analysis. UC Santa Barbara: National Center for Geographic Information and Analysis. .
- Anselin, L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. Papers in Regional Science.
- Anselin, L., & Rey, S. (1991). Properties of Testsfor Spatial Dependence in Linear Regression Models. Geographical Analysis.
- Apaza Mamani, E., & Vargas Ramos, Y. A. (2014). Convergencia en el crecimiento económico de las regiones del Perú determinada por la ejecución de proyectos de inversión pública: período 2001 – 2012. Revista Científica de Sostenibilidad.
- Arellano, M. (1992). Arellano, M. (1992). Introducción al análisis econométrico con datos de panel. Servicio de Estudios del Banco de España.
- Arellano, M., & Bover, O. (1990). La Econometría de datos de panel. Investigaciones Económicas.

- Arias Hernández, R. (1973). Una aproximación al enfoque o criterio integral de región económica. Centro de Estudios Económicos y Sociales de la Facultad de Economía de la Universidad Veracruzana.
- Aschauer, D. A. (1989). Does public capital crowd out private capital? *Journal of Monetary Economics*.
- Attila, G. (2012). Convergence analysis: a new approach. Munich Personal RePEc Archive.
- Azariadis, C., & Drazen, A. (1990). Threshold Externalities in Economic Development. *The Quarterly Journal of Economics*.
- Barro, R. J. (1988). Government Spending in a Simple Model of Endogeneous. NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH.
- Bastidas, A. (1996). ¿Convergencia económica? Ensayos de economía.
- Baumol, W. J. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *The American Economic Review*.
- Becker, G. S. (1993). Human Capital. Prensa de la Universidad de Chicago.
- Benavides, O. (2002). La convergencia en los modelos de crecimiento económico. En P. De Lombaerde, Integración asimétrica y convergencia económica en las Américas . Bogotá.
- Berdegú, J. A., Bebbington, A., & Escobal, J. (2015). Conceptualizing Spatial Diversity in Latin American Rural Development: Structures, Institutions, and Coalitions. *World Development* .
- Biehl, D. (1988). Las infraestructuras y el desarrollo regional. *Papeles de economía española*.
- Bielschowsky , R., & Torres, M. (2018). Desarrollo e igualdad: el pensamiento de la CEPAL. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Boisier, S. (1996). Modernidad y territorio. Cuadernos del ILPES.
- Boisier, S. (2005). ¿Hay espacio para el desarrollo local en la globalización? *Revista de la CEPAL*.
- Boisier, S. (2006). América Latina en un medio siglo (1950/2000): El desarrollo, ¿dónde estuvo? *Investigaciones Regionales*.
- Boix, R. (2002). Policentrismo y redes de ciudades en la región metropolitana de Barcelona. *Diputació de Barcelona*.
- Boix, R. (2004). Redes de ciudades y externalidades. *Investigaciones regionales*.
- Boschma, R. A., & Frenken, K. (2006). Why is economic geography not an evolutionary science? Towards an evolutionary economic geography. *Journal of Economic Geography*.
- Bourguignon, A. J.-F. (2003). The growth elasticity of poverty reduction; explaining heterogeneity across countries and time periods. *Banco Mundial*.
- Burridge, P., Elhorst, JP y Zigova, K. (2016). Interacción grupal en la investigación y el uso de modelos espaciales generales de anidamiento. *Advances in Econometrics*, 223-258. doi: 10.1108 / s0731-905320160000037016
- Capello, R. (2007). A forecasting territorial model of regional growth: the MASST model. Springer.
- Cermeño, R., & Llamosas, I. (2007). Convergencia del PIB per cápita de 6 países emergentes con Estados Unidos: Un análisis de cointegración. *EconoQuantum*.
- Chen, C.-Y. (1978). Desarrollo Regional-Urbano y Ordenamiento dei Territorio: Milo y realidad. Universidad Católica Andrés Bello.
- Cienfuegos, Ó. L. (2015). La Econometría Espacial. Un Enfoque para el Estudio a Nivel de Datos Microterritoriales de la Políticas de Desarrollo Rural de la Unión Europea. El Caso de Asturias. *Publicaciones y Divulgación Científica de la Universidad de Málaga*.

- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2016). El enfoque de brechas estructurales: análisis del caso de Costa Rica.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2018). La ineficiencia de la desigualdad, 2018.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (29 de Mayo de 2020). CEPAL– Naciones Unidas. Obtenido de <https://www.cepal.org/es/temas/desarrollo-territorial>
- Contraloría General de la República (CGR). (2015). Efectividad de la inversión pública a nivel regional y local durante el período 2009 al 2014. Departamento de Estudios de la CGR.
- Correa Cánova, H., & Morocho Ruiz, J. D. (2013). Línea base para el desarrollo regional de Piura desde el enfoque territorial. Facultad de Economía de la Universidad Nacional de Piura.
- Correa Cánova, H. (2015). Estrategias y lineamientos para un desarrollo regional integral e inclusivo en la región Piura 2015-2018. Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).
- Correa Cánova, H., & Morocho Ruiz, J. D. (2018). Propuesta de un índice de seguimiento y evaluación de la actividad. En C. Montes Corazao, Miradas regionales sobre desarrollo económico y social. Lima: Universidad del Pacífico.
- Correa Cánova, H., Silva Juarez, J. F., & Suarez Guerrero, M. (2020). Inversión pública y convergencia regional en el Perú durante el periodo 2001-2015: Un enfoque desde el desarrollo territorial. VIII Conferencia Académica de Intercambio Educativo PIE–UP.
- Cuervo, L. M. (2004). Estudios de convergencia y divergencia regional en América Latina: balance y perspectivas. Investigaciones Regionales.
- De la Fuente, Á. (1996). Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias. Revista de economía aplicada.
- Del Pozo, J., & Espinoza, L. (2011). Un análisis exploratorio de convergencia en el PIB per cápita entre departamentos en el Perú, 1979-2008. En J. León Castillo, & J. Iguíñiz Echeverrú, Desigualdad Distributiva en el Perú: Dimensiones. Lima: Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Durlauf, S. N. (2003). The convergence hypothesis after 10 years. Social Systems Research Institute, University of Wisconsin.
- Durlauf, S., Johnson, P. A., & Temple, J. R. (2005). Growth econometrics. En Handbook of economic growth.
- Echeverri Perico, R. (2013). La concurrencia como eje de las políticas de desarrollo rural sustentable en México. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura.
- Elizalde Hevia, A. (2003). Planificación estratégica territorial y políticas públicas. Instituto Latinoamericano y del Caribe de Planificación Económica y Social (ILPES) .
- Escobal, J. (2014). Trampas Territoriales de Pobreza y Desigualdad en el Perú. Programa Cohesión Territorial para el Desarrollo.
- Espinoza, Á., & Fort, R. (2017). Inversión sin planificación: La calidad de la inversión pública. Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE).
- Ferreira, F. H., & Walton, M. (2005). La trampa de la desigualdad: Por qué la equidad debe ser un componente esencial de la política de desarrollo. Finanzas & Desarrollo.
- Figueras, A., Arrufat, J. L., & Regis, P. (2003). El fenómeno de la convergencia regional: una contribución. Anales de las XXXVIII Jornadas de la AAEP.
- Fingleton, B. (2003). Models and Simulations of GDP per Inhabitant Across Europe's Regions: A preliminary view. En European regional growth. Springer.

- Gallo, M. T., Garrido, R., Gonzales de Olearte, E., & Del Pozo, J. M. (2015). La cara amarga del crecimiento económico peruano: Persistencia de la desigualdad y divergencia territorial. Instituto de Estudios Latinoamericanos – Universidad de Alcalá.
- Galor, O. (1996). Convergence? Inferences from Theoretical Models. *The Economic Journal*.
- García Docampo, M. (2007). Perspectivas Teóricas en Desarrollo Local. Netbiblo.
- Giménez, G. (2005). La dotación de capital humano de América Latina y el Caribe. *Revista de la Cepal*.
- Gisbert Goerlich, F. J. (2000). Dinámica de la Distribución Provincial de la Renta. II: La Forma Externa de la Distribución–Evolución Histórica–.(Volumen 2. Secciones 6). . Documents de Treball del Departament d'Anàlisi Econòmica.
- Gluschenko, K. (2012). Myths about Beta-Convergence. William Davidson Institute Working Paper.
- Gonzales de Olarte, E., & Trelles Cassinelli, J. (2004). Divergencia y convergencia regional en el Perú: 1978-1992.
- González Fontes, Ramón, R., Montejo Véliz, R., & Martínez, A. (2002). La gestión del desarrollo regional en Cuba. Un enfoque desde la endogeneidad. *Economía, Sociedad y Territorio*.
- Guastavino, M., Lance, F., & Rozenblum, C. (2015). El turismo rural como contribución al desarrollo territorial. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Ediciones INTA.
- Gutiérrez Casas, L. E. (2006). Teorías del crecimiento regional y el desarrollo divergente. Propuesta de un marco de referencia. *Nóesis. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*.
- Hansen, N. M. (1965). Unbalanced Growth and Regional Development. *Economic inquiry*.
- Hausmann, R., Rodrik, D., & Velasco, A. (2005). Growth Diagnostics. Part I The Washington Consensus: From Its Origins to Its Critics.
- Herrera, M. (2018). Fundamentos de econometría espacial aplicada. En *Una nueva econometría: automatización, big data, econometría espacial y estructural*. Edius.
- Hotelling, H. (1933). The Triumph of Mediocrity in Business. by Horace Secrist. *Journal of the American Statistical Association*.
- INTA. (2007). Enfoque de Desarrollo Territorial. Buenos Aires, Argentina: Programa Nacional de Apoyo al Desarrollo de los Territorios.
- Ipanaqué, W. (2018). Agenda regional para un crecimiento sostenido: estrategias de especialización inteligente para la investigación e innovación.
- Islam, N. (2003). What Have We Learnt From the Convergence Debate? *Journal of Economic Surveys*.
- Jaramillo, C. F., & Silva-Jáuregui, C. (2011). Perú en el umbral de una nueva era: Lecciones y desafíos para consolidar el crecimiento económico y un desarrollo más incluyente. Banco Mundial.
- Jiménez, F. (2012). Elementos de teoría y políticas macroeconómicas para una economía abierta. Fondo Editorial–Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Krugman, P. (1999). The role of geography in development. En *Annual Bank Conference: Development Economics 1998*.
- Labra, R., & Torrecillas, C. (2014). Guía CERO para datos de panel. Un enfoque práctico. UAM-Accenture Working Papers.
- Labra, R., & Torrecillas, C. (2018). Estimating dynamic Panel data. A practical approach to perform long panels. *Revista Colombiana de Estadística*.
- Lall, S., & Yilmaz, S. (2000). Regional Economic Convergence: Do Policy Instruments Make a Difference? World Bank Institute.

- Lopez, L., & Weber, S. (2017). Testing for Granger causality in panel data. Institute of Economic Research—University of Neuchatel.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*.
- Madoery, O. (1999). El territorio como factor estratégico de desarrollo. Hacia un espacio de gestión metropolitana en el Gran Rosario. Instituto de Desarrollo Regional .
- Madoery, O. (2001). El valor de la política en el desarrollo local. En A. Vázquez Barquero, & O. Madoery, *Transformaciones globales, instituciones y políticas de desarrollo local*. Rosario, Argentina: Homo Sapiens.
- Madoery, O. (2007). Otro desarrollo. El cambio desde las ciudades y regiones. Colección Ciencias Sociales. Universidad Nacional de General San Martín (UNSAM).
- Madoery, O. (2013). Tres tesis para una re-interpretación política del desarrollo. *Temas y debates* .
- Martínez López, D. (2006). Política regional y convergencia: algunos condicionantes. Fundación Centro de Estudios Andaluces.
- Mayorga, M., & Muñoz, E. (2000). La técnica de datos de panel una guía para su uso e interpretación. Departamento de Investigaciones Económicas del Banco Central de Costa Rica.
- Modrego, F., & Berdegúe, J. A. (2015). A Large-Scale Mapping of Territorial Development Dynamics in Latin America. *World Development* .
- Observatorio Europeo LEADER. (1999). En I. E. RURAL, *La competitividad territorial: Construir una estrategia de desarrollo territorial con base en la experiencia de LEADER*.
- Odar, J. C. (2002). Convergencia y polarización. El caso peruano: 1961-1996. *Estudios de economía*.
- Palomino, J., & Rodríguez, G. (2019). Peru's Regional Growth and Convergence in 1979-2017: An Empirical Spatial Panel Data Analysis. Departamento de Economía de la PUCP.
- PNUD. (2008). Informe de Desarrollo Humano para Bogotá 2008. Bogotá, Colombia.
- Polése, M. (1998). Economía urbana y regional. Introducción a la relación entre territorio y desarrollo.
- Ponce Sono, S. S. (2013). *Inversión Pública y Desarrollo Económico Regional*. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo-PNUD. (2019). El Reto de la Igualdad Una lectura de las dinámicas territoriales en el Perú.
- Quah, D. T. (1993). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics*.
- Quah, D. T. (1997). Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. *Journal of Economic Growth*.
- Rabanal, C. (2016a). Hipótesis sobre la convergencia económica: una revisión de los enfoques utilizados. *Economía y Administración (E&A)*, 113-132.
- Rabanal, C. (2016b). Efectos espaciales y convergencia económica: herramientas metodológicas para su estudio. *REICE: Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas*.
- Ramos Boyoli, L. M., & Richter, C. (1976). El desarrollo regional mexicano: el papel de la inversión pública federal. *Revista de Comercio Exterior*.
- Rey, S. J., & Montouri, B. D. (1998). US Regional Income Convergence: A Spatial. *Regional Studies*.
- Reyes Ramos, M. E. (2012). El enfoque territorial en el desarrollo rural: un acercamiento conceptual.
- Rodríguez Benavides, D., Mendoza, M., & Perrotini, I. (2015). Problemas del desarrollo Análisis no-lineal de la convergencia regional en América Latina, 1950-2010: un modelo panel TAR. . *Problemas del desarrollo*.

- Rodríguez Gámez, L. I., & Cabrera Pereyra, J. A. (2018). Convergencia municipal en México con modelos de econometría espacial (1999-2014). *EconoQuantum*.
- Rodríguez Rodríguez, V. (1988). La medición de los desequilibrios territoriales en España. *Estudios regionales*.
- Romer, P. M. (1991). El cambio tecnológico endógeno. *El Trimestre Económico*.
- RONDÓN DÍAZ, I. C. (2016). Convergencia departamental en Colombia mediante un modelo de datos panel: Una aproximación bootstrap.
- Rozenblum, C. (2014). Una aproximación a la complejidad del territorio : aportes metodológicos para el análisis y la evaluación de procesos de desarrollo territorial. Ciudad Autónoma de Buenos: Ediciones INTA.
- Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes de crecimiento económico*. Antoni Bosch.
- Seminario, B., & Astorne, C. (2005). Escenarios Socioeconómicos para el Departamento de Piura: 2005-2025. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.
- Seminario, B., Zegarra, M. A., & Palomino, L. (2019). Estimación del PIB Departamental y Análisis de la Desigualdad Regional en el Perú: 1795-2017 (No. IDB-WP-1016). IDB Working Paper Series.
- Sen, A. (2000). El desarrollo como libertad. *Gaceta Ecológica*.
- Sepúlveda, S. (2003). El enfoque territorial de desarrollo rural. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura.
- Silva Lira, I. (2005). Metodología para la elaboración de estrategias de desarrollo local. Naciones Unidas.
- Siabato, W., & Guzmán-Manrique, J. (2019). La autocorrelación espacial y el desarrollo de la geografía cuantitativa. *Cuadernos de Geografía: Revista Colombiana de Geografía*, 28(1), 1-22.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*.
- Stewart, F. (2016). The Dynamics of Horizontal Inequalities. 2016 Human Development Report Office–UNDP.
- Stewart, F., & Brown, G. (2005). Why Horizontal Inequalities Matter: Some Implications for Measurement. Centre for Research on Inequality, Human Security and Ethnicity.
- Stiglitz, J., Sen, A., & Fitoussi, J. P. (2008). Informe de la Comisión sobre la Medición del Desarrollo Económico y del Progreso Social.
- Straub, S. (2008). Infrastructure and growth in developing countries (Vol. 4460). World Bank Publications.
- Suarez Guerrero, M. (2019). Inversión pública, desarrollo económico y convergencia regional en el Perú durante el periodo 2001-2015. Repositorio Dspace.
- Sukkoo, K. (2008). Spatial Inequality and Economic Development: Theories, Facts, and Policies. World Bank.
- Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic record*.
- Tobler, W. R. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*.
- United Nations Human Settlements Programme (UN-Habitat). (2014). Practical guide to designig, Planning and implementing citywide slum upgrading programs.
- Vázquez Barquero, A. (2000). Desarrollo económico local y descentralización: aproximación a un marco conceptual. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Vázquez Barquero, A. (2007). Desarrollo endógeno. Teorías y políticas de desarrollo territorial. Investigaciones Regionales.

Veltz, P. (1999). Mundialización, ciudades y territorios: La economía de archipiélago. Ariel Geografía.

ANEXOS

Anexo 1.
Convergencia- σ distrital 2007-2019

Distrito	Criterio	Convergencia- σ	Resultado	Variación promedio anual σ^2_{IDH}	Tendencia 2007-2019
CASTILLA	Urbano	-0.0097	CONVERGENCIA	-1.2545	CONVERGENCIA
PIURA	Urbano	0.0141	DIVERGENCIA	1.7085	DIVERGENCIA
LA BREA	Urbano	-0.0198	CONVERGENCIA	-3.1883	CONVERGENCIA
PARIÑAS	Urbano	-0.0144	CONVERGENCIA	-2.3819	CONVERGENCIA
PAITA	Urbano	-0.0203	CONVERGENCIA	-3.9910	CONVERGENCIA
LOS ORGANOS	Urbano	-0.0159	CONVERGENCIA	-3.6225	CONVERGENCIA
EL ALTO	Urbano	-0.0052	CONVERGENCIA	-1.1402	CONVERGENCIA
SULLANA	Urbano	-0.0060	CONVERGENCIA	-1.5142	CONVERGENCIA
MANCORA	Urbano	-0.0057	CONVERGENCIA	-1.5401	CONVERGENCIA
SALITRAL	Urbano	0.0035	DIVERGENCIA	1.1826	DIVERGENCIA
BELLAVISTA	Urbano	-0.0026	CONVERGENCIA	-1.8764	CONVERGENCIA
BELLAVISTA LA UNION	Rural	-0.0057	CONVERGENCIA	-5.7839	CONVERGENCIA
RINCONADA LLICUAR	Rural	0.0004	DIVERGENCIA	0.3779	DIVERGENCIA
LOBITOS	Urbano	0.0410	DIVERGENCIA	24.6727	DIVERGENCIA
QUERECOTILLO	Rural	0.0085	DIVERGENCIA	33.1223	DIVERGENCIA
MARCAVELICA	Rural	-0.0029	CONVERGENCIA	-15.3301	CONVERGENCIA
LA UNION	Urbano	0.0217	DIVERGENCIA	13.6577	DIVERGENCIA
SECHURA	Urbano	0.0103	DIVERGENCIA	8.4384	DIVERGENCIA
AMOTAPE	Rural	-0.0115	CONVERGENCIA	-27.6161	CONVERGENCIA
CATACAOS	Urbano	-0.0081	CONVERGENCIA	-7.0347	CONVERGENCIA
MORROPON	Urbano	-0.0068	CONVERGENCIA	-4.2892	CONVERGENCIA
LA HUACA	Urbano	0.0000	CONVERGENCIA	-0.0048	CONVERGENCIA
ARENAL	Urbano	-0.0111	CONVERGENCIA	-6.8658	CONVERGENCIA
IGNACIO ESCUDERO	Rural	-0.0142	CONVERGENCIA	-9.3410	CONVERGENCIA
MIGUEL CHECA	Urbano	-0.0172	CONVERGENCIA	-11.6331	CONVERGENCIA
BERNAL	Rural	0.0232	DIVERGENCIA	6.0387	DIVERGENCIA
COLAN	Urbano	0.0013	DIVERGENCIA	0.3914	DIVERGENCIA
TAMARINDO	Urbano	-0.0136	CONVERGENCIA	-4.9267	CONVERGENCIA
CHULUCANAS	Urbano	-0.0107	CONVERGENCIA	-2.5230	CONVERGENCIA
VICE	Urbano	0.0292	DIVERGENCIA	4.5649	DIVERGENCIA
BUENOS AIRES	Rural	-0.0091	CONVERGENCIA	-2.0201	CONVERGENCIA
TAMBO GRANDE	Rural	-0.0083	CONVERGENCIA	-1.8260	CONVERGENCIA

Distrito	Criterio	Convergencia- σ	Resultado	Variación promedio anual σ^2_{IDH}	Tendencia 2007-2019
CRISTO NOS VALGA	Rural	0.0079	DIVERGENCIA	1.1227	DIVERGENCIA
SANTA CATALINA MOSSA	Rural	0.0264	DIVERGENCIA	2.5509	DIVERGENCIA
SALITRAL	Rural	-0.0015	CONVERGENCIA	-0.1672	CONVERGENCIA
VICHAYAL	Rural	0.0149	DIVERGENCIA	1.4130	DIVERGENCIA
EL TALLAN	Rural	0.0154	DIVERGENCIA	1.4136	DIVERGENCIA
LAS LOMAS	Rural	-0.0425	CONVERGENCIA	-5.5730	CONVERGENCIA
SAN JUAN DE BIGOTE	Rural	0.0433	DIVERGENCIA	3.2802	DIVERGENCIA
SANTO DOMINGO	Rural	0.0241	DIVERGENCIA	1.9268	DIVERGENCIA
MONTERO	Rural	0.0493	DIVERGENCIA	3.5872	DIVERGENCIA
LA ARENA	Rural	-0.0370	CONVERGENCIA	-3.6748	CONVERGENCIA
LANCONES	Rural	-0.0075	CONVERGENCIA	-0.6086	CONVERGENCIA
SICCHEZ	Rural	0.0059	DIVERGENCIA	0.4157	DIVERGENCIA
HUANCABAMBA	Rural	0.0043	DIVERGENCIA	0.2964	DIVERGENCIA
CHALACO	Rural	0.0447	DIVERGENCIA	2.5842	DIVERGENCIA
CURA MORI	Rural	-0.0335	CONVERGENCIA	-2.5682	CONVERGENCIA
SUYO	Rural	-0.0281	CONVERGENCIA	-2.0508	CONVERGENCIA
JILILI	Rural	0.0611	DIVERGENCIA	3.2998	DIVERGENCIA
CANCHAQUE	Rural	-0.0204	CONVERGENCIA	-1.4257	CONVERGENCIA
AYABACA	Rural	0.0408	DIVERGENCIA	2.2613	DIVERGENCIA
YAMANGO	Rural	0.0741	DIVERGENCIA	3.6588	DIVERGENCIA
LA MATANZA	Rural	-0.0602	CONVERGENCIA	-4.3761	CONVERGENCIA
SAN MIGUEL EL FAIQUE	Rural	0.0239	DIVERGENCIA	1.1644	DIVERGENCIA
PAIMAS	Rural	0.0170	DIVERGENCIA	0.8298	DIVERGENCIA
SONDOR	Rural	0.0795	DIVERGENCIA	3.2642	DIVERGENCIA
EL CARMEN FRONTERA	Rural	0.0730	DIVERGENCIA	2.8515	DIVERGENCIA
LALAQUIZ	Rural	0.1051	DIVERGENCIA	3.7309	DIVERGENCIA
SONDORILLO	Rural	0.0825	DIVERGENCIA	2.7822	DIVERGENCIA
FRIAS	Rural	0.1225	DIVERGENCIA	3.6829	DIVERGENCIA
HUARMACA	Rural	0.0238	DIVERGENCIA	0.7674	DIVERGENCIA
SAPILLICA	Rural	0.0649	DIVERGENCIA	1.7927	DIVERGENCIA
LAGUNAS	Rural	0.2545	DIVERGENCIA	5.5973	DIVERGENCIA
PACAIPAMPA	Rural	-0.0259	CONVERGENCIA	-0.6772	CONVERGENCIA

Elaboración: autores

