

ENSAYOS *Revista de Economía*

Volumen XLII, número 2

julio de 2023

Artículos

The impact of the components of planned behavior on entrepreneurial intentions among university students in Puebla, Mexico

Miguel Cruz Vasquez, Alfredo Cuecuecha Mendoza, Erik Tapia Mejía

Gasto público y ciclos económicos en México, 1980- 2021

Marlen Rocío Reyes-Hernández, Pablo Mejía-Reyes

Location Determinants of Japanese Automotive FDI in Mexican States, 2013-2018

Leo Guzmán-Anaya, María Guadalupe Lugo-Sánchez

Relación entre la desigualdad salarial y producción científica: estudio de caso de 14 universidades públicas autónomas mexicanas

Diana Donají Del-Callejo-Canal, Margarita Edith Canal-Martínez, Edgar Juan Saucedo-Acosta, Irma del Carmen Guerra-Osorno, Mayra Gladis De-Jesús-Bello



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León Rector

Dr. med. Santos Guzmán López
Secretario General
Dr. Juan Paura García
Secretario Académico
Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo
Secretario de Extensión y Cultura
Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado
Director de Editorial Universitaria
Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas
Directora de la Facultad de Economía
Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú
Director del Centro de Investigaciones Económicas
Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño
Editores Asociados
Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez
Dr. Daniel Flores Curiel
Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera
Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)
Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)
Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)
Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)
Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)
Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)
Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)
Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)
José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)
Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)
Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)
Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)
Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)
Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)
Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)
Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)
Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)
Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)
Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)
Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)
Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech
Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 42, No. 2, julio-diciembre 2023. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de julio de 2023. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

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

Índice

<i>The impact of the components of planned behavior on entrepreneurial intentions among university students in Puebla, Mexico</i>	1
Miguel Cruz Vasquez, Alfredo Cuecuecha Mendoza, Erik Tapia Mejía	
<i>Gasto público y ciclos económicos en México, 1980- 2021</i>	151
Marlen Rocío Reyes-Hernández, Pablo Mejía-Reyes	
<i>Location Determinants of Japanese Automotive FDI in Mexican States, 2013-2018</i>	183
Leo Guzmán-Anaya, María Guadalupe Lugo-Sánchez	
<i>Relación entre la desigualdad salarial y producción científica: estudio de caso de 14 universidades públicas autónomas mexicanas</i>	211
Diana Donají Del-Callejo-Canal, Margarita Edith Canal-Martínez, Edgar Juan Saucedo-Acosta, Irma del Carmen Guerra-Osorno, Mayra Gladis De-Jesús-Bello	

The impact of the components of planned behavior on entrepreneurial intentions among university students in Puebla, Mexico

El impacto de los componentes del comportamiento planificado en las intenciones emprendedoras en estudiantes universitarios de Puebla, México

Alfredo Cuecuecha Mendoza*, Miguel Cruz Vasquez** y Erik Tapia Mejía***

Article information

Recibido:
09 May 2021

Aceptado:
15 March 2023

JEL Classification: J23,
J24, C25, C26.

Keywords:
Theory of Planned
Behavior,
Entrepreneurial
Intentions, Perceived

Abstract

The objective of this paper is to obtain the impact of the components of the Theory of Planned Behavior on the entrepreneurial intention of university students. Using a sample of 336 students from a Technological University in the State of Puebla, México, we calculate four components of planned behavior that measure attitude, subjective and social norms, perceived behavioral control, and attraction to entrepreneurship. We apply four methodologies to obtain the impact of the treatment of obtaining high scores in the different components of the Theory of Planned Behavior on entrepreneurial intention, using the assumption for identification that individuals cannot control the intensity of the score they achieve. Our results show that perceived behavioral control is the most important element in predicting entrepreneurship intentions. Our results also identify the relative

* Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla, alfredo.cuecuecha@upaep.mx, <https://orcid.org/0000-0003-2828-0473>.

** Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla, miguel.cruz@upaep.mx, <https://orcid.org/0000-0003-1662-2579>.

*** El Colegio de Puebla, erik.tapia@colpue.edu.mx, <https://orcid.org/0000-0002-1238-1168>.

Behavioral Control,
Puebla.

importance of the different components of perceived behavioral control. The results indicate the importance for the inclusion of independence and freedom to express new ideas in the education of university students in Puebla, Mexico to foster entrepreneurial intentions.

Información del artículo	Resumen
Received: 09 mayo 2021 Accepted: 15 marzo 2023	El objetivo de este artículo es obtener el impacto de los componentes de la Teoría del Comportamiento Planeado sobre la intención emprendedora de universitarios. Utilizando una muestra de 336 estudiantes de una Universidad Tecnológica en Puebla, México, se estiman cuatro componentes del comportamiento planeado que miden: la actitud, las normas sociales subjetivas, la percepción de control del comportamiento y la atracción por el emprendimiento. Se aplican cuatro metodologías para identificar el impacto de obtener un <i>score</i> alto sobre la intención de emprender, usando como supuesto de identificación que los individuos no pueden controlar la intensidad de su <i>score</i> . Los resultados muestran que la percepción de control del comportamiento es el elemento más importante para predecir las intenciones de emprender. Nuestros resultados también identifican la importancia relativa de los diferentes componentes de la percepción del control del comportamiento. Los resultados indican la importancia de la inclusión de independencia y libertad de expresar nuevas ideas en la educación de estudiantes universitarios de Puebla, México, para fortalecer las intenciones emprendedoras.
Clasificación JEL: J23, J24, C25, C26. Palabras clave: Teoría del Comportamiento Planeado, Intención Emprendedora, Percepción de Control del Comportamiento, Puebla.	

Introduction

The study of entrepreneurial intentions among university students has established the importance of the Theory of Planned Behavior (TPB) in predicting entrepreneurship for different countries and periods of time (Kolvereid, 1996,1996b; Tkachev and Kolvereid, 1999; Krueger et al., 2000; Audet, 2004; Fayolle and Gailly, 2015; Caro-González et al., 2017; Gorgievski et al., 2018). Similar studies have confirmed the importance of TPB to predict entrepreneurial intention among other populations different from university students, like adult populations (Schlaegel and Koenig, 2014; Kautonen et al., 2015) and minors (Osorio and Londoño, 2015).

The Theory of Planned Behavior stands out among theories developed to understand entrepreneurial intentions from the perspective of Social Psychology, which considers that the intention to carry out specific behaviors of different classes can be predicted through the antecedents of

such intentions, such as perceptions of the attractiveness or desirability of the behavior, that is, the attitude; family or social support for certain behavior, that is, social norms; and the feasibility to carry out the behavior, that is, perceived control (Ajzen, 1991).

The importance of studying entrepreneurial intentions among university students comes from the fact that becoming an entrepreneur is one of the options for career development for university students, especially among those graduating from engineering careers (OCDE, 2010). Moreover, various authors endorse the use of the university population to analyze the entrepreneurial population, since they are getting close to making a decision for their professional future, so the manifestations in terms of intentions are closer to their actual future behavior (Caro-González, 2017). Likewise, the use of the TPB seems adequate to study the factors that affect the entrepreneurial decisions of students since they emphasize the role of personal beliefs and attitudes, perceived social expectations, and self-efficacy concerns, as predictors of the intention to undertake (Davis et al. 2002).

The first contribution of this paper is the validation of the TPB on a sample of Mexican students, something that has already been done for the State of Yucatan (Flores-Novelo et al., 2020), Mexico but not for the State of Puebla, México. Our research also shows a study by Teran-Perez et al. (2021) which was carried out among university academics in Sinaloa, Mexico. Validating the importance of TPB in the Mexican population allows Mexican academic authorities to better design university programs aimed to foster entrepreneurship.

A common shortcoming in the current literature is that most studies present only correlations between indicators of the TPB and entrepreneurial intentions in studies of cross-sectional data that may be subject to different econometric shortcomings, with the notable exception of Favolle and Gailly (2015), that carry out a controlled experiment that identifies the causal effect of providing entrepreneurial education on the entrepreneurial intentions of university students. The different econometric challenges generate biased estimations, and consequently the need to verify the validity of the TPB in specific samples. The four econometric shortcomings of most of the current estimations are the following : i) selectivity which may arise from the selection of a sample of students, which may have different characteristics from the rest of the population; ii) the existence of omitted variables, to the extent that the models may not include all the observable factors that determine the

entrepreneurial intention; iii) unobserved heterogeneity, to the extent that unobserved factors determine the entrepreneurial intention, and iv) potential measurement error, to the extent that the entrepreneurial intention may not make a difference between entrepreneurs due to opportunity or due to necessity¹, or because of the use of Likert scales. The literature on entrepreneurial intention, in general, does not distinguish between necessity and the opportunity of entrepreneurs. The view is that students simply express their desire for entrepreneurship regardless of their potential financial constraints. Some papers have researched this topic by looking at self-employment activities carried out after graduation (Kolvereid, 1996; 1996b; Tchakev & Kolvereid, 1999), or by looking at longitudinal data (Audet, 2004, Kautonen et al., 2015).

In this paper we also have cross sectional data, and the questionnaire does not distinguish between necessity and entrepreneurial opportunity, however, the second contribution of this paper is the use of four methodologies that estimate the causal effect of the TPB on the entrepreneurial intention, taking care of the four different shortcomings mentioned earlier. This is the first paper to obtain causal effects using a sample from Mexico. Determining the causal effect of TPB on entrepreneurial intentions is important because it allows for the identification of strategies that can cause a higher entrepreneurship intention. The identification of the causal effect of the TPB is achieved by exploiting the fact that individuals only answer the questions of the questionnaires that are linked to the TPB, without knowing the relative intensity of the index of TPB that they will score. Consequently, we focus in using whether an individual obtains high scores in the TPB index to identify the impact of TPB on entrepreneurial intentions, using four different methodologies for such purpose: i) the Augmented Inverse-Probability Weighting (AIPW) (Cattaneo, 2010), ii) the Inverse Probability Weighted Regression Adjustment (IPWRA) (Cattaneo, 2010), iii) the Propensity Score Matching (PSM) estimator (Khandker, Koolwal and Samad, 2010), and iv) the Nearest Neighbor Matching (NNM) (Khandker, Koolwal and Samad, 2010). Our results show that each of the components of the TPB: attitude, social norms, perceived control behavior and the attraction to make business are all statistically significant and positively related to entrepreneurial intentions.

¹ According to Gutiérrez and Rodríguez (2016), necessity entrepreneurs are determined by individual, socio economic and attitudinal characteristics, as well as by structural factors. Korpysa (2010) points out that among unemployment and economic crisis are important determinants of necessity entrepreneurship.

Our methodology allows us to generate a third contribution, which is the identification of the control of perceived behavior as the component that affects the entrepreneurial intentions the most. We further investigate the components of controlled perceived behavior, to identify their relative strengths. Our results show that what generates the highest impact on entrepreneurial intentions is the following question, is running a business easy? This result may imply that the question may be an indicator for the unobserved ability of individuals. Our results also show that education should foster creativity and thought independence since the other two elements that are also linked to the control of perceived behavior signal out the importance of independence and creativity for entrepreneurs.

A fourth contribution of the paper is the validation of the causal effect of each of the components of the TPB in a sample of university students in Mexico, which shows that the education of entrepreneurship among university students needs to be comprehensive because it must foster each of the elements of the TPB to increase entrepreneurial intentions.

The rest of the paper is organized as follows: the first section briefly reviews the literature on the factors that predict entrepreneurial intention, as well as the relation between entrepreneurial intention and the TPB; the second shows the methodology including the questionnaire, the linear models, and the treatment models used to identify the impact of TPB on entrepreneurial intention; the third presents the results of descriptive statistics and the different linear and treatment models; the fourth section concludes the paper.

1. Literature review

It should be noted that most of the authors who analyze the determinants of entrepreneurial intention², interchangeably use self-employment or entrepreneurship (Blanchflower and Oswald, 1998) to denote the spirit of business creation, two concepts that have changed over time, since the 20th century some scholars argued that self-employment was a government strategy to keep those who did not participate in regular business engaged in activities beneficial to society; while today governments promote the culture of entrepreneurship as a mechanism to

² Entrepreneurship intention can be defined as a state of mind that directs the individual's attention and actions towards situations of self-employment as opposed to situations of salaried employees (Fayolle & Gailly, 2015).

create employment and competitiveness, while seeking to increase income to improve welfare and governance (Valencia, 2012).

For years, studies on the determinants of entrepreneurship were aimed at identifying the characteristics of people who create companies, that is, the entrepreneurial profile, whether individual or situational³, to forecast entrepreneurial activity; but given the small explanatory power of these, various theories have arisen within social psychology, which focus in studying entrepreneurial intention, seen as a way to search for opportunities, giving rise to behavioral models, aimed to predict entrepreneurial intention, conceived as planned behavior (Ajzen, 1991; Krueger, *et al* 2000).

Studies focused on the profile of the entrepreneur consider the existence of specific personality traits of entrepreneurs, which could be psychological or socio-demographic. Some of them are mentioned below. For an account of these studies on the profile of the determinants of the entrepreneurial intention of students, you can consult (Ubierna Gómez, 2015).

1.1 Factors explaining entrepreneurial intention

Table 1 shows eleven studies carried out between 1961 and 2007 about the different determinants of entrepreneurial intentions, focusing on psychological traits and socio demographic characteristics.

Among the studies on psychological traits, eight of those studies highlight the need for achievement as one of the main characteristics of entrepreneurs, defining it as the continuous need that the person experiences to achieve a goal that has been set and for whose results, they feel responsible. On the contrary, Box et al. (1993) determine that there is no relevant relationship between the need for achievement and the creation and results of the company. Likewise, six of those studies mention the internal locus of control or the perception of an individual about the causes of events in his life, which in this case it means that his business performance is controlled by his own action, as an important predictor of entrepreneurial intention. Six of those studies consider the propensity to take risks, which means adopting risky tasks or assignments and having a greater tendency to take risks, as a fundamental characteristic of entrepreneurs. Three of the studies point to tolerance, to ambiguity and uncertainty, which refer to the ability and comfort to make

³ Individual variables refer to demographic characteristics or personality traits, while situational variables refer to employment status or emotional cues (Krueger et al. 2000).

decisions with ambiguous and incomplete information regarding among others, markets, cash flows, competitors, as another important characteristic of entrepreneurs. Three of those studies signal out the preference for innovation, which refers to the ability to innovate or introduce new products or production methods, to open new markets, or new sources of supply, or to reorganize industries, as a variable of crucial importance in entrepreneurship. Furthermore, the desire for independence, which refers to the love for autonomy or the desire to be the boss of oneself, is mentioned by three studies as a key attraction that offers self-employment, which in some ways help to explain why individuals remain to be self-employed despite earning less than salaried employees.

Fernández and Junquera (2001) highlight opportunity orientation, commitment, and personal security⁴, while Rauch and Frese (2007) point out the proactive personality, general self-efficacy and stress tolerance, as important predictors of entrepreneurship.

Table 1
Literature review of factors related to entrepreneurial intentions

Factor	Related to	References	Relation with entrepreneurial intention
Need of achievement	Psychological traits	McClelland (1961), Shaver and Scott (1991), Amit et al. (1993), Stewart et al. (1998), Fernández and Junquera (2001), Rauch and Frese (2007), Parker (2004), Koh (1996)	Positive relation
Need of achievement	Psychological traits	Box et al. (1993)	No relation
Internal locus of control	Psychological traits	Shaver and Scott (1991), Amit et al. (1993), Fernández and Junquera (2001), Rauch and Frese (2007), Parker (2004), Koh (1996)	Positive relation
Propensity to take risks	Psychological traits	Amit et al. (1993), Koh (1996), Stewart et al. (1998), Fernández and Junquera	Positive relation

⁴ Opportunity orientation implies that the entrepreneur actively seeks new opportunities through his perceptions about the market, and not by pre-established rules. Commitment implies total dedication to work, both on weekdays and holidays. Personal security refers to the fact that unemployment for a long period of time, or the threat of it, can stimulate many people to start their own business, considering it safer than the situation prior to its creation (Fernández and Junquera, 2001).

Tolerance to ambiguity and uncertainty	Psychological traits	(2001), Parker (2004), Rauch and Frese (2007) Amit et al. (1993), Koh (1996), Fernández and Junquera (2001)	Positive relation
Preference for innovation	Psychological traits	Koh (1996), Stewart et al. (1998), Rauch and Frese (2007)	Positive relation
Desire for independence	Psychological traits	Taylor (1996), Fernández and Junquera (2001), Parker (2004)	Positive
Orientation to opportunities, commitment, and personal security	Psychological traits	Fernández and Junquera (2001)	Positive
Proactive personality, general self-efficacy, and stress tolerance	Psychological traits	Rauch and Frese (2007)	Positive
Age, education, family and social environment, social blockage, and social position	Socio demographic characteristics	Fernández and Junquera (2001)	Positive
Entrepreneurial education	Socio demographic characteristics	Peterman and Kennedy (2003)	Positive
Previous technological experience	Socio demographic characteristics	Majid et al. (2011)	Positive

Source: Own elaboration with information from mentioned studies

Among the studies on socio demographic characteristics, Fernández and Junquera (2001) indicate age, education, family and social environment, social blockage, and social position⁵ as the more important determinants of entrepreneurship intentions. Peterman and Kennedy (2003) study the influence of entrepreneurial education on the intention to undertake and found using experimental design that after completing the entrepreneurship program, participants report significantly high perceptions of desirability and feasibility of entrepreneurship and that the degree of change in their perceptions is related to the success in the business education program. Majid et al. (2011) found that in Malaysia's case, the influence of a previous technological experience in the creation of technology-based companies and that the impact on entrepreneurial intention can also come from the following: a better recognition of

5 The family and social environment implies that many company founders come from families in which one of its members is already an entrepreneur or businessman/woman, who in turn provides them with social encouragement and support. The social blockade is related to the dissatisfaction of managers and workers in their previous jobs, so they create their own companies, as a second chance. Social position means that some people need to show others that they mean something, that they cannot be ignored, that they have a compelling need to be heard and recognized, and even to be considered heroes (Fernández and Junquera, 2001).

business opportunities, knowledge of the market and the productive activities achieved in professional activities, rather than just human resources that the company has.

1.2 Entrepreneurial intention and the TPB

For authors like Gartner (1988), research on the entrepreneur should focus not on who the entrepreneur is, that is, on personality traits and characteristics, but on what the entrepreneur does, that is, on the behaviors or activities involved in the creation of organizations, the latter being the behavioral approach, which in his opinion is the most appropriate to explain the phenomenon of entrepreneurship; although they recognize that the analysis of personality and demographic traits is not opposite to, but complementary to the study of attitudinal characteristics based on intentions.

For its part, according to Ajzen (1991), intentions are the best predictor of planned behavior, especially when that behavior is rare or difficult to observe. In this line, according to Sánchez et al. (2005), the entrepreneurial intention is the key to understanding the entrepreneurial phenomenon and can be seen as the first step or behavior in the entrepreneurial process, while it is difficult to imagine the creation of a business simply as a response to a stimulus and not as a planned decision, the study of the antecedents and determinants of these intentions is especially relevant to understand the process of business creation.

The TPB was designed to explain human behavior, when it is rare or difficult to observe, through the analysis of a person's intention to carry out that specific behavior, such as the recognition of a business opportunity, and has been extended to very diverse sectors such as sports, health, road safety and university education, although it seems particularly suitable for studying factors that influence students' decisions (Davis et al. 2002), by emphasizing beliefs and personal attitudes.

This theory identifies three main attitudinal antecedents of intention, of which two reflect the desirability of perceived behavior performance: personal attitudes toward behavioral outcomes and perceived social norms; while the third, control of perceived behavior, reflects the perception that behavior is personally controllable. Control of perceived behavior reflects the perceived feasibility of performing the behavior and

is thus related to perceptions of situational competencies or self-efficacy (Krueger et al. 2000).

Applied to entrepreneurial intention, the TPB suggests that university students' entrepreneurial intentions, together with control of perceived behavior, predict the probability that a student will start a business and that entrepreneurial intentions, in turn, are determined by attitudes towards starting a business, by perceived social pressure to start a business or subjective norm, and by perceptions of control over this behavior. These determinants are briefly explained below.

Attitude towards behavior. It refers to the subject's attitude towards a given behavior (Audet, 2004); that is, to the degree to which an individual has a favorable or unfavorable assessment of the behavior in question, in this case of carrying out an entrepreneurial action, and which reflects the beliefs and opinions that the individual has about such behavior (Osorio and Londoño, 2015; Krueger et al. 2000).

Subjective norms. It refers to the subject's perception of the opinions of others concerning the proposed behavior (Audet, 2004); that is, the perceived social pressure to carry out or not a certain behavior and refers to the degree to which the behavior to be carried out complies with the wishes of those important individuals in the individual's life, for example, the expectations of family, with regards to becoming an entrepreneur or not. (Osorio and Londoño, 2015; Krueger et al. 2000).

Perception of behavior control. This refers to the subject's perception of his own control over behavior (Audet, 2004); that is, to the perceived ease or difficulty of performing a certain behavior, and it is the perception that the individual has of their ability to carry out a specific behavior (Osorio and Londoño, 2015), which is closely related to the concept of self-efficacy, since both refer to the specific perceptual factors for the achievement of a certain behavior or behavioral objective. The questions related to this regularly refer to their perceived ability to carry out any type of entrepreneurial action and are limited to activities that involve work, reward, risk, new ways of doing and other aspects aligned with the project/company concept (Osorio and Londoño, 2015).

There are many studies that have been carried out to look at the relation between the Theory of Planned Behavior (TPB) and entrepreneurial intentions or activities. In this paper, we explore eighteen studies. Three studies show that the elements of the TPB are linked positively with the choice of self-employment. Fifteen studies found a positive relation

between TPB and entrepreneurial intentions. Seven studies have investigated the components of TPB or the relation between those components and other theories. Nine studies have concluded that Perceived Behavioral Control is the most important component explaining entrepreneurial intentions.

Table 2
Literature review of studies applying the Theory of Planned Behavior on Entrepreneurial Intentions

Author	Method	TPB applied on	Country	Result
Kolvereid (1996)	Correlations	354 Graduated business majors	Norway	PBC is the most important element related to self-employment status. Attitudes are also related to self-employment status. No effect found for SN.
Kolvereid (1996b)	Correlations using probit model	128 Business students	Norway	TPB explains choice of self-employment status. PBC is the most important component.
Tkachev and Kolvereid (1999)	Correlations using linear probability model	512 University students	Russia	TPB explains choice of self-employment status. PBC is the most important component. TPB explains entrepreneurial intention.
Krueger et al. (2000)	Correlations using linear regression model	97 Business students	USA	PBC is the most important component. The entrepreneurial event model has a higher R ² than the TPB model.
Audet (2004)	Correlations using linear regression	107 Business undergraduate students	Canada	TPB and entrepreneurial short-term intentions are linked positively. This relation varies over time. TPB is linked positively to entrepreneurial intentions and is linked to the diversity in educational background.
Wu and Wu (2008)	Structural equation modelling	150 University students	China	PBC is the second most important determinant of intentions. PBC is determined mainly by the career of the students.

Schlaegel and Koenig (2014)	Structural equation modelling	Meta study (114 thousand individuals, 123 samples)	USA, Arab nations, United Kingdom, Finland, Uganda, Canada, Barbados, Germany, Bangladesh, France, Spain, Italy, Austria, Botswana, South Africa, Germany, Turkey, Russia, Australia, Norway, Belgium, Malaysia, Pakistan, Romania, Nigeria, Kenya, Thailand, Iran, The Netherlands, Singapore, Taiwan, China, Ukraine	TPB explains entrepreneurial intention. PBC is the main factor predicting intentions. It is also the main determinant of perceived desirability and feasibility
Fayolle and Gailly (2015)	Controlled experiment	Adults	France	TPB is positively related to business intentions if previous experience is not had, while it reduces business intention if previous experience exists TPB explains startup intentions and behaviors. Subjective norms are the most important component. PBC is the third most important and is also linked to behavior. Previous experience is positively related to entrepreneurial intention. Attitude is the most important component. PBC is the second most important.
Kautonen et al. (2015)	Structural equation modelling	969 adults	Austria and Finland	TPB explains entrepreneurial intentions when business training is missing. The attitudes component is the most important. The second most important component is PBC. Theory of human values mediates its relationship with intention through TPB components. Attitudes is the most important component. PBC is the third most important. TPB linked positively to entrepreneurial intention, less so in Spain
Osorio and Londoño (2015)	Structural Equation Modelling	643 students from 10 th and 11 th grade	Colombia	Self-determination theory shapes entrepreneurial intentions via its attitudinal antecedents. PBC is the second most important factor.
Caro-González et al. (2017)	Structural Equation Modelling	235 Communication students	Spain	
Gorgievski et al. (2018)	Structural Equation Modelling	823 University students	Spain, Netherlands, Germany, Poland	
Al-Jubari, Hassan and Liñan (2019)	Structural Equation Modelling	438 University students	Malaysia	

Diez-Farhat and Guevara (2019)	Structural Equation Modelling	603 University students	Ecuador	Proactivity and self-efficiency are linked positively to entrepreneurial intentions. PBC is the most important component. Attitude is the second most important, and SN is the third most important. Attitude towards entrepreneurship is the most important component of TPB explaining entrepreneurial intentions. PBC is the second most important. TPB elements are important predictors of entrepreneurial intentions as well as entrepreneurial situational factors and entrepreneurial implementation intention. PBC is the most important component. TPB is positively linked to entrepreneurial intentions. PBC is the second most important component.
Flores-Novelo (2020)	Linear correlations	277 University students	Yucatan, Mexico	
Teran-Perez et al. (2021)	Structural Equation Modelling	173 University academics	Sinaloa, Mexico	
Lihua, D. (2022)	Structural Equation Modelling	838 University students	China	
Rueda Barrios et al. (2022)	Linear regression models	4214 University students	Colombia	

Source: Own elaboration with cited sources

In total, twelve of the studies were done with university students from different careers like business, communications, and other careers; one study was done with adults; another study was done with alumni from business school, another study was done with university academics, another study was done with high school students, while one was a meta study done using 123 samples.

From the point of view of empirical methods, linear correlation was used in two studies, linear probability and regression models have been used in three studies, probit models have been used in two analysis, structural equation modelling has been used in ten studies, while one controlled experiment was used in one of the studies. In all the cases the questionnaire on TPB was applied on students, regardless of their exposition to entrepreneurial education, which was only provided in the study of Fayolle and Gailly (2015).

Seven of the studies were done in European samples, three studies were done in Asian samples, two studies have been done in North America, five

studies have been done in Latin American countries. Two studies have been done in Mexico, for the states of Sinaloa and Yucatan.

2. Methodology

The questionnaire⁶ was applied in 2019 and the sample selected for convenience included 336 out of a total of 448 students from the ninth semester of the undergraduate degree, of which 334 responded to the questionnaire face to face. The participants were students from a Technological University in the metropolitan area of Puebla, Mexico, who were all enrolled in university programs from the following degrees: 99 from Business Administration; 90 from Industrial Processes; 64 from Information Technologies; 44 from Mechanics; 30 from Business Development; 4 from Food Technology; 2 from Design and Industrial Production; and 1 from Mechatronics.

Puebla City is the fourth largest metropolitan area of Mexico with 3.2 million inhabitants (INEGI, 2022). The municipality of Puebla has a low level of marginalization, within the top decile of lowest levels of marginalization in Mexico, however, the State of Puebla has the 7th largest level of marginalization in Mexico (CONAPO, 2020), which implies that the state has a large level of inequality. Consequently, if university students can get jobs or develop business within the metropolitan area, they might be successful, while outside the metropolitan area there are lower probabilities to find jobs or to form successful business. An important aspect of the metropolitan area of Puebla is that it is strongly related to the automotive and auto part industries of Mexico, which generates a strong metropolitan economic dynamic.⁷

The questionnaire was designed with the purpose of showing the relation that the TPB has on the entrepreneurial intention, for which items were included aimed at evaluating the theoretical constructs of such theory, that is, attitude, subjective social norms, and perceived control of behavior, about setting up a business. In addition, items about the students' psychological and sociodemographic characteristics were included. According to literature (Fishbein & Ajzen, 2010), all questions related to TPB are answered using Likert scales⁸. Different studies have

⁶ The specific questions are available from the authors upon request.

⁷ The automotive sector of Mexico is among the top 10 in the world production of automobiles. In 2021, the automotive sector generated 130 billion US dollars in exports to the rest of the world. (INEGI, 2021)

⁸ Note that the use of Liker Scales could also generate measurement error in the equations estimated. However, this measurement error is taken care using the four methodologies applied in this paper.

confirmed in different samples the validity of using Likert scales for TPB and its convenience in forming components for multivariate analysis and applying multivariate analysis (Carter and Van Auken, 2006; Espíritu et al., 2012). Principal components analysis (PCA) is implemented to generate the first three estimated components. A linear combination of these components is constructed to generate an index of planned behavior (IPB). Each of these three components correspond to the three theoretical constructs of the TPB, attitude (AT), subjective social norms (SSN) and control of perceived behavior (CPB) (Carter and Van Auken, 2006; Espíritu et al., 2012). In this paper, we explore if there is statistical evidence of the existence of a fourth component.

The empirical model implemented proposes that there exists a linear relation between the reported probability of starting a business (y_i), which we call entrepreneurial intention, and the index of planned behavior (IPB), as well as of a set of additional controls, as follows:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 IPB_i + \beta_2 X_i + u_i \quad (1)$$

The vector of exogenous components includes age of the student, sex of the student, a dummy that takes the value of 1 if the individual studies engineering, and a variable that takes the value of 1 if the students' father ever owned a business. This last variable is included because in the literature it has been identified that the labor market status of the father influences the future career paths of individuals (Cornelissen, Jirjahn and Tsersvadze, 2008).⁹

On a second model, each of the Z_j components of the IPB are included in the equation to explore if entrepreneurial intention has a similar relation with each one of the components, as follows:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Z_{ij} + \beta_2 X_i + u_i \text{ for } j=1 \text{ to } 4 \quad (2)$$

A third specification, includes the four components of the IPB simultaneously, which could help identify the partial correlation of each one of the components with entrepreneurial intention:

$$y_i = \beta_0 + \sum_j \beta_{1j} Z_{ij} + \beta_2 X_i + u_i \quad (3)$$

⁹ The possibility of using whether the mother ever owned a business was considered but it is not feasible since it was not asked in the questionnaire.

Note, however, that none of these equations can be said to identify an impact since the IPB or any of the components may have some of the four econometric challenges explained before: i) selectivity, ii) omitted variables, iii) unobserved heterogeneity, and iv) measurement error. Because we do not have a controlled experiment in the Technical University of Puebla, we use the following identification strategy. The identification starts from the fact that the individuals were asked a set of 21 questions, and that they could not possibly know if they would end up scoring high or low in the distribution of the IPB or in any of the estimated components. So, we partition the data in terms of the median of the estimated IPB or any of the four components. If the individuals score above the median, they are classified as high IPB individuals, and if they score below the median, they are classified as low IPB individuals. This relative position of the individuals is considered as our exogenous variable.¹⁰

Once we have built this classification, we apply four different methodologies to estimate the impact of scoring high in the IPB index. The first methodology is called Augmented Inverse-Probability Weighting (AIPW) which consists in estimating two equations, one for the outcome variable and a second one for the treatment variable, where estimations are corrected, using inverse probability weighting, due to the fact that observations are only observed in one of the potential outcomes. The estimator also includes a correction term in the outcome equations in case that the treatment model is mis-specified (Cattaneo, 2010). The second methodology is called Inverse Probability Weighted Regression Adjustment (IPWRA), which consists in using weighted regression coefficients to compute averages of treatment level predicted outcomes, where the weights are the estimated inverse probability of treatment. This estimator uses a model to predict treatment and then a second to predict outcomes. The estimator has been shown to have the double robust property, which implies that only one of the two models needs to be correctly specified (Cattaneo, 2010). The third methodology is called the Propensity Score Matching (PSM) estimator. PSM uses an average of the outcomes of similar subjects who get the other treatment level to impute the missing potential outcome for each subject (Khandker, Koolwal and Samad, 2010). The similarity between subjects is estimated using the estimated treatment probability, called propensity scores. The fourth methodology is called the Nearest Neighbor Matching (NNM) estimator. NNM also uses an average of the outcomes of similar subjects who get the other treatment level to impute the missing potential

¹⁰ Notice that using this relative position measure, reduces the potential bias that may come from having measurement error that could be brought by using Likert scales.

outcomes for each subject, measuring similarity based on a weighted function of the covariates for each observation (Khandker, Koolwal and Samad, 2010).

3. Results

3.1 Principal components analysis

A Kaiser, Mayer-Olkin (KMO) analysis was estimated with the 21 questions that measure the TPB, and a value of .875 was obtained, which indicates the adequacy of the 21 questions to perform PCA. The PCA uses an orthogonal rotation to extract three or four components, since the first three factors explain 42% of the variation, while the first four factors explain 52% of the variation.¹¹

The 21 questions about the theoretical constructs of the TPB were evaluated with a Likert scale¹², which are described below:

Attitude: Questions about attitudes, which implied the idea of committing to starting your own business in the next 12 months, were evaluated using the following six questions: "Starting my own business seems attractive to me", "I can detect a good opportunity long before others", "Starting my own company would probably be the best way to take advantage of my education", "I excel at identifying opportunities ", "I trust that I will be successful if I start my own business "and " I personally consider that the entrepreneurial spirit is a very desirable career alternative for people with my education ". In the PCA, all these six items had high scores in the attitude factor (0.60 to 0.73) and much lower numbers in the other three factors (-0.24 to 0.45).

Subjective norms: Respondents were asked to evaluate to what degree they believe that close friends and family or those who are considered important think that they should establish their own business, through eight items, five capturing the attitudes of the university towards to start their own business: "At my university, people are actively encouraged to follow their own ideas", "At my university, you can meet a lot of people with good ideas for a new business", "Entrepreneurship courses at my

¹¹ The results from the PCA are available from the authors upon request. They are not shown here for lack of space.

¹²The response options contemplated in these questions of the questionnaire were: 1, totally disagree, 2 moderately disagree, 3 slightly disagree, 4 neutral, 5 slightly agree, 6 moderately agree and 7 totally agree.

university prepare people well for an entrepreneurial career ", "At my university there is a supporting infrastructure that works well to support the start-up of new companies" and " I know many people at my university who have successfully started their own business", another that captured the attitudes of his friends regarding his entrepreneurial intention: "My family and friends support me to start my own business." The following are two more comments to measure the motivation of the survey with regards to the opinion of those important to him: "I like to face and overcome obstacles to my ideas" and "I have the skills and abilities to succeed as an entrepreneur." In the PCA, these eight items had high loads in the subjective norm factor (0.38 to 0.80) and low loads in the remaining factors (-0.08 to 0.43).

Control of perceived behavior. Three items evaluated the perceived control over starting their own business, one of which evaluated the ease of doing business activities "It would be easy for me to start my own business" and two capture the control that the respondent felt they would have over such behavior "Entrepreneurship cannot be taught" and "I love challenging the status quo." In the PCA, these three items had high loads in the perceived behavior control factor (0.51 to 0.74) and low loads in the remaining factors (-0.50 to 0.24).

Additionally, the following four statements were included to evaluate the personal attraction of the entrepreneurial activity: "nothing is more exciting than seeing how my ideas become reality", "I prefer to start a new company than to be the manager of an existing one", "it is more beneficial for society to have large companies than small companies", "in business, it is preferable to be an entrepreneur rather than a great employee of the company". In the PCA, these four items had high loads in the attraction of the entrepreneurial activity factor (0.44 to 0.67) and low loads in the remaining factors (-0.09 to 0.36).

3.2 Principal components analysis

Table 3 shows the average values for the entire sample, as well as for the first two subsamples, where we split the data set according to the score in the IPB. In terms of the entrepreneurial intention, on average, the sample reveals that it has a 40% expected probability of starting a business. The sample with a high score in IPB, shows a 44.2% expected probability of starting a business, while those scoring a low IPB have a 36.3% expected probability of starting a business.

On average, the sample gets an IPB of 21.4, scoring an average of 6 in attitude, a score of 4.8 in Subjective Social Norms, an average of 5.7 in Control of Perceived Behavior, and an average of 4.9 in the fourth component. As expected, the sample with a high IPB has on average higher scores for each of the IPB components.

Table 3 also shows that the sample age on average is 20 years old, and that the sample that scores the lower IPB is relatively younger, although the difference is not statistically significant.¹³ Table 2 reveals that the sample is quite similar on sex, average career and in terms of socioeconomic background, at least with respect to whether their father owned a business. This balance found in the covariates chosen for the empirical analysis, guarantees that the different random matching estimators would work better.

Table 3
Average values (standard deviations in brackets)

	All sample	High IPB	Low IPB
Entrepreneurial Intention	40.3 [25.5]	44.2 [26.1]	36.3 [24.1]
IPB	21.4 [3.6]	24.2 [1.7]	18.6 [2.6]
Attitude	6.0 [1.1]	6.7 [0.6]	5.2 [1.0]
Subjective Soc.Norms	4.8 [0.8]	5.5 [0.5]	4.2 [0.6]
Perc. Beh. Control	5.7 [1.0]	6.4 [0.5]	4.9 [0.8]
Component 4	4.9 [0.9]	5.6 [0.5]	4.3 [0.6]
Age	19.8 [1.7]	19.9 [1.8]	19.6 [1.4]
Male	0.5 [0.5]	0.5 [0.5]	0.5 [0.5]
Engineer	0.7 [0.5]	0.7 [0.5]	0.7 [0.5]
Father Ever Business	0.9	0.9	0.9

¹³ This finding is not surprising since most of the respondents belong to the same ninth semester.

	[0.3]	[0.4]	[0.3]
N	336	169	167

Source: Own calculations based on survey data

3.3 Linear models

Table 4 presents the results from the linear models. Only the variables linked to the IPB, or its components are statistically significant. The first column shows that a unitary increase in the IPB generates an increase of 1.44 points of expected probability. The second column shows that the component of attitude has a higher correlation with the expected probability of starting a business, since a one-point increase in this component increases 3.19 points the expected probability. The third column reveals that the component subjective social norms, has also a higher correlation, since a one-point increase in this score generates an increase of 6.4 points of expected probability. The fourth column reveals that a one-point increase in the component control of perceived behavior, increases by 4.60 points the expected probability. Column 5 reveals that a one-point increase in the fourth component increases 6.8 points the expected probability. Consequently, the partial correlation of the index and each component of the index increases entrepreneurial intentions.

Column 6 reveals that the partial correlations of each component do not preserve the same sign nor the same magnitude. For example, the first component is not statistically significant, while factor 3 now becomes negative. Factors 2 and 4 continue to be statistically significant but with magnitudes completely different from the ones shown in the other columns. This behavior may show the existence of unobserved components that may bias our estimation, and consequently reveal the need for other estimation techniques, which will be shown in our next section.

Table 4
Results for linear models for entrepreneurial intention

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Age	1.67 (1.50)	2.12 (1.51)	1.38 (1.51)	1.85 (1.50)	1.31 (1.50)	1.89 (1.50)
Male	1.24 (2.89)	1.62 (2.92)	0.93 (2.89)	1.51 (2.90)	0.87 (2.87)	1.24 (2.88)
Father ever bus.	7.48 (4.26)	7.40 (4.32)	8.00 (4.24)	7.35 (4.28)	8.20 (4.22)	7.99 (4.20)
Engineer	3.38 (3.20)	2.87 (3.23)	3.52 (3.19)	3.23 (3.21)	3.56 (3.18)	3.10 (3.14)

IPB	1.44***					
	(0.38)					
Attitude		3.19*				15.78
		(1.24)				(11.04)
Sub. Soc. Norm.			6.44***			-68.12***
			(1.62)			(20.12)
Control of Perc. Behavior				4.60***		-11.06
				(1.34)		(15.12)
Attraction for Buss.					6.75***	70.58***
					(1.57)	(19.72)
Constant	-2.72	8.69	-2.92	1.91	-5.10	-22.08
	(9.27)	(8.64)	(8.97)	(8.81)	(8.92)	(12.18)
R squared	0.05	0.03	0.05	0.04	0.06	0.08
N	336	336	336	336	336	336

***1% significance level, ** 5% significance level, *10% significance level

Source: Own calculations based on survey data

3.4 Treatment models

Table 5 presents the results of the treatment models once we use as exogenous or treatment variable the obtention of a high score in the IPB or in any of its four components. Column 1, shows that individuals with high estimated IPB, have between 7.24 points or 8.42 points additional of entrepreneurial intention. Of the four components of the IPB, the component that has the highest impact is that of Control of Perceived Behavior, which increases the expected probability to start a business in 10.1 or 11.42 points. The component that has the lowest impact is that of Attraction for Business, which increases the expected probability to start a business in 7.62 or 9.44 points.

These results imply that once we use a variable that is less subject to unobserved heterogeneity, we obtained a higher coefficient with less variation, which implies that there is evidence that the linear models presented in subsection 3.3 suffer from the existence of unobserved heterogeneity. Moreover, the variations observed between the different estimations carried out in subsection 3.4 to obtain the impact of the IPB, also show that using methods that control for the probability of obtaining a high IPB are needed to completely control for unobserved heterogeneity.

Now, our estimations also have implications for the design of careers at technical universities in the State of Puebla, since the two components more important, attitude and control of perceived behavior, have high loads with questions that are linked to perceptions about behavior and

not with questions that link students with their career. Does it mean that education in technical universities should aim to strengthen attitudes and the perceptions of students rather than on providing additional technical skills? Or is it the case that attitudes and perceptions are built thanks to the technical skills acquired? Further research is required to understand how the factors identified in this study could be strengthened using education. In the following section, we present a first step in this direction, analyzing the three questions that have their highest load with the component Control of Perceived Behavior.

Table 5
Estimation of the impact of High IPB or its components, N=336

	High IPB	High Attitude	High Subjective Soc. Norm.	High CPB	Attraction for Buss.
Linear	7.42*** [2.75]	8.8*** [2.74]	8.3*** [2.75]	10.3*** [2.72]	7.62*** [3.31]
AIPW	7.45*** [2.74]	8.76*** [2.70]	8.36*** [2.76]	10.31*** [2.72]	8.41*** [3.00]
IPWRA	7.45*** [2.74]	8.76*** [2.70]	8.26*** [2.76]	10.31*** [2.72]	8.38*** [2.99]
NNM	7.24*** [2.70]	8.39*** [2.70]	8.27*** [2.72]	10.1*** [2.68]	9.44*** [3.31]
PSM	8.42*** [2.73]	9.58*** [2.64]	9.11*** [2.70]	11.42*** [2.72]	8.25*** [3.06]

***1% significance level

Source: Own calculations based on survey data

3.5 Identifying the relative importance of Control of Perceived Behavior

In this subsection we study the three answered questions that have their highest load with the component CPB. Because a seven-point Likert scale was used to measure those questions, here we define new variables that take the value of one for all the answers that give the Likert values of 5, 6 and 7, and zero otherwise.

The first variable is identified as “it is easy to make business”, the second variable is identified as “entrepreneurship can’t be taught” and the third variable is called “love challenging status quo”.

Table 6 presents the results of applying the five methodologies discussed in subsection 3.4 to these three variables. The variable that generates the

highest increase in the entrepreneurial intention is the first one. Individuals that answered in agreement with the statement “it is easy to make business” have between 9.9 and 10.8 more probability points than the rest of individuals. This result implies that individuals that perceive that opening a business is an easy thing to do, declare a higher entrepreneurial intention. However, with the information at hand we do not know why these individuals have such perception. The result, then implies the need to further research why students at this technical university have such perceptions, and if the objective is to stimulate the entrepreneurial intention, then find ways to strengthen this perception.

Table 6
Control of Perceived Behavior, N=336

	It is Easy to make Business	Entrepreneurship can't be taught	Love challenging status quo
Linear	9.92*** [3.27]	7.74*** [2.98]	7.27** [3.02]
AIPW	9.95*** [3.25]	7.58*** [2.96]	7.11** [3.02]
IPWRA	9.93*** [3.25]	7.58*** [2.95]	7.11** [3.02]
NNM	10.83*** [3.20]	7*** [2.99]	7.05** [3.20]
PSM	9.45*** [3.34]	9*** [3.10]	7.1** [3.11]

***1% significance level

Source: Own calculations based on survey data

3.6 Discussion

The general result obtained about the positive effect of TPB on the entrepreneurial intention confirms the results that have been obtained with university students in Norway (Kolvereid, 1996b), Russia (Tkachev and Kolvereid, 1999), USA (Krueger et al., 2000), Canada (Audet, 2004), China (Wu and Wu, 2008; Lihua, 2022), France (Fayolle and Gailly, 2015), Spain (Caro-González et al., 2017), Spain, the Netherlands, Germany and Poland (Gorgievski et al., 2018), Malaysia (Al-Jubari, Hassan and Liñan, 2019), Ecuador (Diez-Farhat and Guevara, 2019), Mexico (Flores-Novelo et al., 2020) and Colombia (Rueda-Barrios et al., 2022). This result also coincides with results for the adult population of Austria and Finland

(Kautonen et al., 2015), students from 10th and 11th grade in Colombia (Osorio and Londoño, 2015), and for academic workers in Mexico (Teran-Perez et al. (2021). It also coincides with results found in a meta-analysis carried out by Schlaegel and Koenig (2014) for 123 samples and a population of 114,007 people from different countries.

Our finding that the component of control of perceived behavior is the most important coincides with the work of Kolvereid (1996, 1996b); Tchakev and Kolvereid (1999); Krueger et al. (2020); Schlaegel and Koenig (2014); Flores-Novelo et al. (2020) and Lihua (2022), which mention the control of perceived behavior as the most important component explaining entrepreneurial intentions.

Our finding about the relative importance of the three answered questions consisting of the control of perceived behavior is a new result, since previous studies only looked at the importance of the component and did not explore the different elements that compose it. One of those questions relates to the perception that being an entrepreneur is an easy task, which we interpret as important evidence of the unobserved ability in determining who can become an entrepreneur. The other two answers express the perception about the ideas that entrepreneurship can't be taught and that they love to challenge the status quo. We interpret these results as indicators that independence, freedom, and creativity need to be foster in the training of potential entrepreneurs, since they reveal the perception that entrepreneurship involves abilities hard to be learned and that could be new and challenging to the status quo.

Our finding about the importance of social norms coincides with results of Kolvereid (1996b); Tchakev and Kolvereid (1999); Schlaegel and Koenig (2014); Kautonen et al. (2015); Osorio and Londoño (2015); Gorgievski et al. (2018); Al-Jubari et al. (2019); Flores-Novelo et al. (2020); Lihua (2022); and Rueda Barrios et al. (2022).

Our finding about the importance of attitudes coincides with those of Kolvereid (1996, 1996b); Tchakev and Kolvereid (1999); Krueger et al. (2000); Wu and Wu (2008); Schlaegel and Koenig (2014); Kautonen et al. (2015); Osorio and Londoño (2015); Caro-González et al. (2017); Gorgievski et al. (2018); Al-Jubari et al. (2019); Flores-Novelo et al. (2020); Teran-Perez et al. (2021); Lihua (2022); and Rueda Barrios et al. (2022).

Our finding about the importance of business attraction is new since it has not been previously reported in literature.

Finally, the importance of the different components of the TPB also signals out that education for entrepreneurs needs to be comprehensive, since, according to TPB, should foster the different elements that are important for predicting entrepreneurial intentions.

Conclusions

The contributions of our study are the following: (1) it validates the positive impact of TPB on entrepreneurial intentions in a set of Mexican university students; (2) it identifies the control of perceived behavior as the component that affects the most entrepreneurial intentions; (3) our study identifies the importance for independence and freedom to be creative, as well as for the unobserved ability in explaining entrepreneurial intentions; and (4) our study signals the importance for a comprehensive approach to teach entrepreneurship given the different elements needed to foster entrepreneurial intentions.

The implications of these results for educators in entrepreneurship are challenging since it involves the elaboration of programs that will help students express their creativity, in environments that will respect their freedom and their challenges to the status quo.

Our results also imply the need for interdisciplinary and multidisciplinary education for entrepreneurs, since all the elements of the TPB, the social norms, the attitudes, and the perceived behavioral control were found as important determinants of entrepreneurial intentions, and they involve not only entrepreneurial knowledge but also fostering certain attitudes, social norms, and behaviors expressed by potential entrepreneurs.

Furthermore, these results also need to be taken with discretion considering that they were obtained in a public technical university that operates in a dynamic metropolitan area of Mexico, which may condition our results. Another limitation of our study is its cross-section nature that did not allowed us to look at actual entrepreneurial behavior, as well as to the nature of time between TPB and entrepreneurial intention.

Our recommendation for individuals attempting to apply these results would then be to apply a TPB questionnaire like we have done, apply our suggested causal techniques and obtain specific results for the contexts being studied, which would help determine the factors that need to be strengthened to generate greater entrepreneurial intention.

References

- [1] Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational behavior and human decision processes*, 50,179-211.
- [2] Al-Jubari, I., Hassan, A. and Liñan, F. (2019). Entrepreneurial intention among university students in Malaysia: integrating self-determination theory and the theory of planned behavior. *International Entrepreneurship and Management Journal* 15 (4): 1322-1342.
- [3] Amit, R., Glosten, L. and Mueller, E. (1993). Challenges to theory development in entrepreneurship research. *The Journal of Management Studies*, 30(5), 815-834.
- [4] Audet, J. (2004). A longitudinal study of the entrepreneurial intentions of University students. *Academy of Entrepreneurship Journal*, Volume 10, Number 1, pp. 3-15.
- [5] Blanchflower, D. and Oswald, A. (1998). What makes an entrepreneur? *Journal of Labor Economics* 16(1): 26-60.
- [6] Box, T. M., White, M.A. and Barr, S. H. (1993). A contingency model of new manufacturing firm performance. *Entrepreneurship: Theory and Practice*, 18(2), 31-45.
- [7] Caro-González, F., I. Sánchez-Torné and H. Romero-Benavent (2017). El modelo TCP aplicado a la formación en emprendimiento de los estudiantes en comunicación. *Revista Espacios*, Vol. 39 (No. 02), pág. 7.
- [8] Carter, R. and Van Auken, H. (2006). Small Firms Bankruptcy. *Journal of Small Business Management*, 44(4), pp. 493-512.
- [9] Cattaneo, M. (2010). Efficient semiparametric estimation of multivalued treatment effects under ignorability. *Journal of Econometrics* 155: 138-154.
- [10] Consejo Nacional de Población [CONAPO] (2020). Índices de marginación 2020. <https://www.gob.mx/conapo/documentos/indices-de-marginacion-2020-284372>
- [11] Cornelissen, T., Jirjahn, U., & Tsertsvadze, G. (2008). Parental Background and Earnings: German Evidence on Direct and Indirect Relationships. *Jahrbücher Für Nationalökonomie Und Statistik / Journal of Economics and Statistics*, 228(5/6), 554-572.
- [12] Davis, L.E., Ajzen, I., Saunders, J. and Williams, T. (2002). The decision of African American students to complete high school: An application of the theory of planned behavior. *Journal of Education Psychology*, 94, 810-819.
- [13] Diez-Farhat, S. and Guevara, R. (2019). Incidence of the behavioral attitude in the entrepreneurial intentions of undergraduate students. *Contaduría y Administración* 65 (2). <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2019.2074>
- [14] Espíritu-Olmos, R., González-Sánchez, R. and E. Alcaraz-Vera (2012). Desarrollo de competencias emprendedoras: Un análisis explicativo con estudiantes universitarios, *Cuadernos de Estudios Empresariales*, vol. 22, 29-53.

- [15] Fayolle, A. and Gailly, B. (2015). The Impact of Entrepreneurship Education on Entrepreneurial Attitudes and Intention: Hysteresis and Persistence. *Journal of Small Business Management*, 53(1), pp. 75-93.
- [16] Fernández, E. and Junquera, B. (2001). Factores determinantes en la creación de empresas: una revisión de la literatura. *Papeles de Economía Española*, 89-90, 322-342.
- [17] Fishbein, M. and Ajzen, I. (2010). *Predicting and changing behavior: The reasoned action approach*. New York: Psychology Press.
- [18] Flores-Novelo, A., Bojorquez-Carrillo, A., and Canche-Montiel, C. (2020). El impacto de la educación en la intención emprendedora: efecto del entorno universitario. *Revista Espacios* 41(39): 250-260.
- [19] Gartner, W. B. (1989). Who is an Entrepreneur? Is the Wrong Question, *American Journal of Small Business*, 13 (spring), 11-32.
- [20] Gorgievski, M., Stephan, U. and Laguna, M. (2018). Predicting Entrepreneurial Career Intentions: Values and the Theory of Planned Behavior. *Journal of Career Assessment*, Vol. 26(3), 457-475.
- [21] Gutiérrez, R., and Rodríguez, V. (2016). Jóvenes y emprendedores. Las preferencias por el autoempleo de los jóvenes en España. *Revista del Ministerio de Empleo y Seguridad Social* 121: 37-64.
- [22] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI] (2021). Información oportuna sobre la balanza comercial de mercancías de México. Comunicado de Prensa 796/21. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2021/balcom_o/balcom_o2021_12.pdf
- [23] Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI] (2022). Censo de Población y Vivienda 2020. <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Tabulados>
- [24] Kautonen, T., Van Gelderen, M., and Fink, M. (2015). Robustness of the Theory of Planned Behavior in Predicting Entrepreneurial Intentions and Actions. *Entrepreneurship Theory and Practice*. Vol. 39, Issue 3, 655-674.
- [25] Khandker, S., Koolwal, G. & Samad, G. (2010). Handbook on Impact Evaluation. Quantitative Methods and Practices. World Bank Group.
- [26] Koh, C. (1996). Testing hypotheses of entrepreneurial characteristics: A study of Hong Kong MBA students. *Journal of Managerial Psychology*, vol. 11 No. 3, pp. 12-25.
- [27] Kolvereid, L. (1996). Organizational Employment versus Self-Employment: Reasons for Career Choice Intentions. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 20(3), 23-31.
- [28] Kolvereid, L. (1996b). Prediction of employment status choice intentions. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 21(1), 47-58.
- [29] Korpysa, J. (2010). "Unemployment as a Main Determinant of Entrepreneurship". *Transformations in Business and Economics*, 9(1): 109-123.
- [30] Krueger, N.F., Reilly, M.D. and Carsrud, A.L. (2000). Competing models of entrepreneurial intentions. *Journal of Business Venturing*, 15(5/6), 411-432.

- [31] Lihua, D. (2022). An extended model of the Theory of Planned Behavior: An empirical study of entrepreneurial intention and entrepreneurial behavior in college students. *Frontiers in Psychology* 25. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.627818>
- [32] Majid, I. A., Ismail, K. and Cooper, S. (2011). Prevalence of entrepreneurial management practices in technology-based firms in Malaysia. *African Journal of Business Management*, 5(6), 2075-2082.
- [33] McClelland, D. C. (1961). *The achieving sociey*. Princeton, N.J.: Van Nostrand Company.
- [34] Miniti, M. and Nardone, C. (2011). Being in someone else's shoes: the role of gender in nascent entrepreneurship. *Small Business Economics*, 28(2-3), 223-238.
- [35] OCDE (2010). *Perspectivas OCDE: México Políticas Clave para un Desarrollo Sustentable*. 10 de octubre. Recuperado de <http://www.oecd.org/mexico/45391108.pdf>
- [36] Osorio, F. F. and J.C. Londoño (2015). Intención emprendedora de estudiantes de educación media: extendiendo la teoría de comportamiento planificado mediante el efecto exposición. *Cuadernos de Administración*, 28 (51), 103-131.
- [37] Parker, S. (2004). *The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship*. Cambridge University Press, New York.
- [38] Peterman, N.E. and Kennedy, J. (2003). Enterprise education: influencing students' perceptions of entrepreneurship. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 28, 129-144.
- [39] Rauch, A. and Frese, M. (2007). Let's put the person back into entrepreneurship research: A meta-analysis on the relationship between business owners' personality traits, business creation, and success. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 16(4), 353-385.
- [40] Rueda Barrios, G. E., Rodriguez, J. F. R., Plaza, A. V., Vélez Zapata, C. P., & Zuluaga, M. E. G. (2022). Entrepreneurial intentions of university students in Colombia: Exploration based on the theory of planned behavior. *Journal of Education for Business*, 97(3), 176-185. <https://doi.org/10.1080/08832323.2021.1918615>
- [41] Sánchez, J. C., Llanero, A. and Yurreboso, A. (2005). Variables determinantes de la intención emprendedora en el contexto universitario. *Revista de Psicología Social Aplicada*, 15(1), 37-60.
- [42] Shaver, K. G. and Scott, L.R. (1991). Person, process, choice: The psychology of new Venture creation. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 16(2), 23-45.
- [43] Schlaegel, C. and Koenig, M. (2014). Determinants of Entrepreneurial Intent: A Meta-Analytic Test and Integration of Competing Models. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 38(2), 291-332.
- [44] Stewart, W.; W. Watson; J. Carland; and J. Carland (1998). A proclivity for entrepreneurship: A comparison of entrepreneurs, small business owners, and corporate managers, *Journal of Business Venturing*, Vol. 14, Issue 2, 189-214.

- [45] Taylor, M. (1996). Earnings, Independence or Unemployment: Why become self-employed? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 2 (1996), 253-266.
- [46] Teran-Perez, B., Valdez-Lafarga, C., Miranda-Felix, A., and Flores-Leal, P. (2021). Academic entrepreneurial intention: a study through the Theory of Planned Behavior. *Nova Scientia* 26(13-2):1-27.
- [47] Tkachev, A. and Kolvereid, L. (1999). Self-employment intentions among Russian students. *Entrepreneurship and Regional Development*, 11(3), 269-280.
- [48] Ubierna Gómez (2015). La intención emprendedora y el estudiante universitario de turismo: análisis comparativo de grado y máster. *International Journal of Scientific Management and Tourism*, Vol. 1, pp. 235-273.
- [49] Valencia, G. D. (2012). Autoempleo y emprendimiento. Una hipótesis de trabajo para explicar una de las estrategias adoptadas por los gobiernos para hacer frente al progreso del mercado. *Semestre Económico*, vol. 15, No. 32, pp. 103-128, Medellín, Colombia.
- [50] Wu, S. and Wu, L. (2008). The impact of higher education on entrepreneurial intentions of university students in China. *Journal of Small Business and Enterprise Development* 15(4): 752-774.

Gasto público y ciclos económicos en México, 1980-2021

Public expenditure and business cycles in Mexico, 1980-2021

Pablo Mejía Reyes *, Marlen Rocío Reyes Hernández **

Información del artículo

Recibido:
30 septiembre 2022

Aceptado:
11 mayo 2023

Clasificación JEL: C49,
E32, E62.

Palabras clave:
Ciclos económicos, Gasto público, Cambios estructurales.

Resumen

En este documento se analizan los efectos de los componentes del gasto público sobre el ciclo económico de México durante el periodo 1980.1-2021.3 mediante la estimación de regresiones bivariadas con cambio estructural. Aunque nuestros resultados difieren en función del método de eliminación de tendencia y el componente particular del gasto, en general se encuentran cambios estructurales en varias de estas relaciones en torno al año 2000, lo que coincide aproximadamente con el tránsito del manejo del gasto con fines “estabilizadores” a uno “prudencial”. Nuestros principales resultados sugieren que el gasto total y el gasto corriente son procíclicos en toda la muestra, mientras que el gasto programable, el de capital y el de inversión son procíclicos en las primeras dos décadas, pero acíclicos o contracíclicos posteriormente. En general, estos hallazgos implican que el gasto público y sus componentes no amortiguan las fluctuaciones cíclicas y que sus efectos son modestos.

* Profesor – Investigador del Centro de Investigación en Ciencias Económicas, Facultad de Economía, Universidad Autónoma del Estado de México; pmejia@uaemex.mx; <https://orcid.org/0000-0002-9222-1526>.

** Profesora- Investigadora del Centro de Investigación en Ciencias Económicas, Facultad de Economía, Universidad Autónoma del Estado de México; mrreyesh@uaemex.mx; <https://orcid.org/0000-0002-8339-4011>.

Article information	Abstract
Received: 30 September 2022 Accepted: 11 May 2023	This paper analyzes the effects of the public expenditure components on the business cycles in Mexico over the period 1980-2021 by estimating bivariate regressions with structural change. Although our results depend on the detrending method and the particular component of public expenditure, in general, we find evidence of structural changes between the second half of the nineties and the first years of this century, which could be associated to the transition from the management of public expenditure as a stabilization instrument to a “prudential” one. Other important results suggest that total and current expenditure are procyclical over the full sample, while programmable expenditure and capital expenditure and physical investment are procyclical over the first two decades, but then become acyclical or countercyclical. In general, our findings imply that public expenditure and its main components do not contribute significantly to mitigate cyclical fluctuations and their effects are rather modest. Key words: Business cycles, Public expenditure, Structural change.
JEL Classification: C49, E32, E62.	
Keywords: Business cycles, Public expenditure, Structural change.	

Introducción

Una de las preocupaciones centrales de la macroeconomía ha sido la comprensión de las causas, mecanismos de transmisión y efectos de los ciclos económicos,¹ que experimenta la economía sobre la estabilidad macroeconómica y el bienestar de las familias.² Debido a que su impacto es mayor cuando son más amplias –provocando inflación y déficit externo o desempleo y pérdida de bienestar, según la economía esté en auge o contracción, respectivamente–, se han propuesto diversas estrategias de política económica para mitigar su magnitud. Por ejemplo, en el área fiscal, principalmente en países desarrollados, se han adoptado políticas contracíclicas basadas en aumentos del gasto público y reducción de impuestos en las fases recesivas (y viceversa), para mitigar su amplitud y reducir sus efectos, así como reencausar la economía hacia una trayectoria de crecimiento más estables (Stiglitz, 2003; Mohanty y Scatigna, 2003; Martner 2007).³

¹En este documento se entiende por ciclos económicos a las fluctuaciones al alza y a la baja en torno a la tendencia subyacente de la serie analizada, de acuerdo con la definición de Lucas (1977).

²Véanse, por ejemplo, Sorensen y Whitta-Jacobsen (2010) y Romer (2018) para exposiciones amplias de las principales teorías modernas.

³En el análisis del co-movimiento, se dice que una variable es procíclica cuando tiene una relación positiva con el indicador del ciclo, contracíclica cuando es negativa y acíclica cuando no hay relación alguna.

Por el contrario, cuando las recesiones han resultado de auges de demanda, alimentados por políticas expansivas que provocan desequilibrios en las finanzas públicas, así como déficit comerciales e inflación, se han adoptado políticas restrictivas para contener la demanda, lo que ha resultado en políticas fiscales procíclicas, con recortes significativos del gasto público en las fases recesivas e inflacionarias, aun cuando eso ha exacerbado las fluctuaciones cíclicas, como se ha demostrado en varios países de América Latina (Gavin y Perotti, 1997; López *et al.*, 2009). De hecho, como han argumentado Burnside y Meshcheryakova (2005a) y Spiegel (2007), una política fiscal procíclica no solo no abona a la suavización de las fluctuaciones cíclicas de la economía, sino que contribuye a amplificarlas al expandir la demanda durante los periodos de auge, pero, sobre todo, al reducirla en las fases recesivas.

En el caso de México, la política fiscal ha sido esencialmente procíclica, como han demostrado varios estudios que han analizado el comovimiento entre diferentes indicadores del ciclo económico y el gasto público total (Torres, 2002; Mejía, 2003; Ramírez, 2006; Cuadra, 2008; López *et al.*, 2009) o diferentes componentes del gasto (Burnside y Meshcheryakova, 2005b; Reyes y Mejía, 2012). Las causas que explican este manejo, sin embargo, han sido diferentes a través del tiempo, algo que ha sido poco explorado en estos documentos.

Específicamente, las estrategias para combatir las crisis de la economía mexicana, desde la crisis de la deuda de 1982 hasta la moderada recesión de 2001-2003, se han basado en un amplio conjunto de medidas entre las que destacan una política económica restrictiva, tanto monetaria como fiscal, en la que los recortes de diversos componentes del gasto público programable han tenido un papel principal, sobre todo el gasto de capital. (Ros, 1987; Clavijo y Valdivieso, 2000; Lustig, 2002).⁴ Posteriormente, una vez que la inflación fue disminuyendo hasta valores menores a dos dígitos, se siguieron políticas similares bajo un enfoque de “manejo prudencial” de la política económica, según el cual el gasto público debía ejercerse en función de la disponibilidad de recursos (Esquivel, 2010; Ros, 2010; Mejía *et al.*, 2017).

⁴ El gasto programable pasó de 18.0% en 1988 a 15.9 en 1992 y estuvo fluctuando alrededor del 16% en relación con el PIB, hasta 2006. De 1980 a 2005 el gasto corriente, como porcentaje del gasto programable, pasó de 60% a niveles superiores del 80%. Este ascenso refleja la caída de la participación del gasto de capital de niveles superiores a 40%, en 1980, a menos de 20%, en la década de 2000.

Estos cambios en los condicionantes de la política fiscal han podido generar modificaciones en su relación con la actividad productiva, un tema poco abordado en la literatura. Es decir, aun cuando la política fiscal haya sido generalmente procíclica, la magnitud de su relación con el ciclo pudo haber cambiado a través del tiempo. Por ello, el objetivo de este documento es analizar los efectos del gasto público y sus componentes principales sobre el ciclo económico en México, considerando la presencia de cambios estructurales determinados estadísticamente, durante el periodo 1980.1-2021.3.

Con ello, se busca contribuir al análisis del papel estabilizador de la política fiscal en México ampliando los estudios existentes en los siguientes aspectos: 1) se analiza la relación con el ciclo económico y diversos componentes específicos del gasto del gobierno federal mediante modelos econométricos bivariados; 2) se exploran los efectos de los cambios en las condiciones económicas generales de la economía sobre el manejo de la política fiscal, especialmente el tránsito de una economía altamente inestable a otra estable, y 3) se estiman modelos bivariados que determinan estadísticamente la existencia de cambios estructurales en la relación entre gasto público y ciclo económico.

El resto de este documento se divide en cuatro apartados. El primero contiene una breve revisión de la literatura, en la que se enfatizan los efectos del gasto público sobre la actividad productiva y los estudios sobre el comportamiento del gasto público a lo largo del ciclo económico, en el caso de México. El segundo, presenta una visión general de la política fiscal instrumentada en México durante el período de estudio, con el fin de comprender sus objetivos de corto y largo plazos, así como los efectos reales del gasto público. En el tercero, se presenta brevemente la metodología, para evaluar si la relación entre las variables de interés ha sido estable o ha cambiado en el tiempo. En el cuarto apartado, se exponen y discuten los resultados principales. Finalmente, se establecen las conclusiones.

1. Revisión de literatura

Los efectos del gasto público sobre la producción han sido objeto de intenso debate en la literatura teórica y empírica. Por un lado, la evidencia empírica muestra que ha tenido efectos positivos sobre la producción de los países desarrollados, lo que ha llevado a la adopción de políticas contracíclicas que han contribuido a reducir la magnitud de las fluctuaciones de la producción y de otras variables macroeconómicas, en

especial durante las fases recesivas (Stiglitz, 2003; Gali y Perotti, 2003; Oana, 2013; Combes *et al.*, 2017).

Estos resultados apoyan las implicaciones de los enfoques macroeconómicos modernos según los cuales el gasto público afecta positivamente a la producción. En particular, la Nueva Economía Keynesiana (NEK) sugiere que, en presencia de desempleo, precios rígidos (*sticky*) y salarios de eficiencia, los choques de demanda constituyen la principal causa de las fluctuaciones que experimentan la producción y el empleo. En ese sentido, un incremento temporal del gasto público eleva la demanda de bienes, la cual será cubierta por las empresas al nivel dado de precios, provocando una expansión de la producción (Mankiw, 1988; Greenwald y Stiglitz, 1987; Benigno, 2015). Por su parte, bajo los supuestos clásicos convencionales, la teoría de los ciclos económicos reales afirma que un aumento del gasto público tiene un efecto riqueza negativo que lleva a las familias a trabajar más, lo que reduce el salario real e incrementa el empleo y, consecuentemente, la producción (Plosser, 1989; Rebelo 2005).

No obstante, aunque de ambas teorías se deriva que el gasto público afecta positivamente a la producción y que la política fiscal puede ser contracíclica, solamente la primera sostiene que el aumento del gasto puede usarse como instrumento de estabilización, ya que, en la segunda se presenta una reducción del salario real, con efectos nocivos sobre el bienestar.⁵

En oposición a las implicaciones de estas teorías, autores como Gavin y Perotti (1997) demuestran que la política fiscal ha sido mucho más volátil y procíclica en América Latina, en tanto que López *et al.* (2009), afirman que la razón del gasto público total del PIB ha sido superior en los períodos de alto crecimiento en comparación con los de crecimiento bajo o mediocre, en la misma región. En el mismo sentido, Bergman y Hutchison (2018) concluyen que la prociclicidad de la política fiscal es una característica común de las economías en desarrollo, mediante la estimación de modelos de panel dinámico para 101 países; además, muestran que las reglas de gasto y presupuesto equilibrado están asociadas con una menor prociclicidad fiscal en los mercados emergentes,

⁵ Véanse también Sorensen y Whitta-Jacobsen (2010) y Romer (2018), para versiones estandarizadas de estos modelos.

pero tienen poco efecto en los países de bajos ingresos.⁶ López y Basilio (2020), a su vez, encuentran (para Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, durante el período 1980-2016) que en las fases recesivas del ciclo, cuando aumenta el déficit fiscal y se reducen las entradas de capital, las autoridades adoptan recortes del gasto público para compensar la caída de los ingresos públicos y reducir el déficit de la cuenta corriente de la balanza de pagos, y viceversa.

En otras palabras, en general, el gasto público ha sido procíclico, lo que ha magnificado la amplitud del ciclo económico y puesto en tela de juicio el papel del gobierno en la estabilización de las economías latinoamericanas.

Este manejo de la política fiscal se basó en los postulados del llamado “Consenso de Washington”, que resume la parte sustancial de los programas de estabilización auspiciados por el FMI e implementados en varios países en desarrollo en las décadas de los años ochenta y noventa (Williamson, 1990; Williamson, 2003). En esencia, con base en el Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos, su lógica sugiere que las crisis económicas son, en general, consecuencia de la ejecución de políticas económicas expansivas que generan excesos de demanda y, por lo tanto, altas tasas de crecimiento de la producción, inflación y déficit externo y fiscal, entre otros desequilibrios.

En particular, se considera que la política fiscal constituye una fuente de demanda autónoma que influye en la demanda interna, lo que la convierte en pieza clave de la política de estabilización (Johnson, 1972; Johnson, 1977). Por ello, entre otras medidas, el gasto público se recortó sucesivamente, sobre todo el programable (que excluye, esencialmente, el pago de intereses).⁷

En el caso de México, los diferentes trabajos que analizan la relación entre el ciclo económico y el gasto público se pueden organizar en tres grupos. El primero sigue la metodología popularizada por Kydland y Prescott (1990), basada en el enfoque de ciclos de crecimiento introducido por Lucas (1977), para analizar el co-movimiento entre estas dos variables. En síntesis, la propuesta de estos autores consiste en obtener el indicador del ciclo a partir de alguna medida de producción, mediante la aplicación

⁶ También, argumentan que la política fiscal procíclica se asocia positivamente con los niveles de deuda del gobierno, la volatilidad de los términos de intercambio y la participación en los programas del Fondo Monetario Internacional (FMI), pero que hay una relación negativa con la eficiencia del gobierno y los regímenes monetarios con metas de inflación.

⁷ Los programas de ajuste adoptados en América Latina en los ochentas y noventas tuvieron como componente principal el ajuste fiscal, lo que significó recortes en el gasto programable, sobre todo del gasto en inversión (Ocampo, 2014; Marshall y Schmidt, 1990).

de métodos de eliminación de tendencia alternativos, entre los que destaca el filtro de Hodrick y Prescott (1997); el mismo proceso se sigue para el resto de las variables de interés. Posteriormente, se calcula el coeficiente de correlación entre el indicador del ciclo y los componentes cíclicos del gasto público, destacando el signo (para determinar si la serie de interés es procíclica, contracíclica o acíclica) y la precedencia temporal entre ellas (para identificar si siguen, son contemporáneas o adelantan al ciclo).

Siguiendo este enfoque, Torres (2002) encuentra una relación positiva entre el ciclo y el consumo del gobierno, lo que le imprime un carácter procíclico, para el periodo 1980:03-1997:04. Mejía (2003) establece conclusiones similares y, además, sostiene que el gobierno parece tener un papel endógeno en el sentido que los indicadores fiscales no anteceden a la producción. Cuadra (2008), a su vez, reporta que el consumo del gobierno es procíclico y coincidente con el ciclo económico a lo largo del periodo 1980-2006, en tanto que Ramírez (2006) obtiene resultados cualitativamente iguales para un periodo similar (1980-2004), y explica que esa postura se debe principalmente a la falta de estabilizadores automáticos por el lado del gasto. El único estudio con resultados contrarios es el de Agénor *et al.* (2000), quienes argumentan que la correlación contemporánea entre el ciclo y el gasto público es negativa, lo que podría tener importancia para las políticas de estabilización.

Un segundo grupo adopta una metodología similar para analizar el comportamiento cíclico de componentes particulares del gasto público en México.

Específicamente, Burnside y Meshcheryakova (2005b) analizan el gasto total, sueldos y salarios, gastos en materiales y suministros, así como otros gastos corrientes no transferibles, transferencias a los estados, otras transferencias y gasto de capital, entre otras variables, y concluyen que, para el periodo 1980-2003, la política fiscal de México se puede caracterizar como procíclica, lo que se debe en gran medida a la debilidad de los estabilizadores automáticos. Resultados parecidos son obtenidos por Reyes y Mejía (2012) al estudiar la ciclicidad del gasto público total, así como del gasto programable y sus componentes en México, desde 1980 hasta el 2007; los autores muestran que estos rubros son procíclicos y que, en su mayoría, anteceden al producto, lo que sugiere que efectivamente exacerban las fluctuaciones cíclicas.

Por último, un tercer grupo ha empezado a analizar la estabilidad de los efectos del gasto público sobre el ciclo económico (producción), con el fin de determinar si han cambiado a través del tiempo o si varían con el estado de la economía. En el primer caso, Mejía y Sánchez (2019) utilizan el enfoque de Bai y Perron (1998)⁸ para determinar si las relaciones entre el gasto público ejercido por los estados del centro de México (total y sus componentes de gasto administrativo, transferencias y obra pública) y sus ciclos son estables o cambian en el transcurso del periodo 1980-2015. En general, concluyen que el gasto público fue procíclico hasta los primeros años de la primera década de este siglo, pero con efectos cada vez menores o no significativos, lo que sugiere un limitado papel de los gobiernos estatales en la amortiguación de las fluctuaciones cíclicas de sus estados.

Ramírez y López (2019), por su parte, estiman regresiones bivariadas en las que los coeficientes correspondientes de la relación entre gasto público y ciclo económico dependen de una variable latente que sigue un proceso de Markov. Sus resultados para el periodo 1980-2016 indican que la política de gasto ha sido primordialmente procíclica, con reducciones significativas en la magnitud de los coeficientes, lo que ha llevado al gasto a convertirse en una variable a-cíclica.

En suma, esta revisión de literatura sugiere que el gasto público en México ha sido una variable esencialmente procíclica, aunque ha habido periodos en los que esa relación, generalmente débil, ha disminuido de manera importante o se ha vuelto no significativa. Sin embargo, la mayoría de los estudios realizados, sean de co-movimiento o de relaciones cambiantes en el tiempo, han analizado el gasto público agregado o solo algunos de sus componentes principales. Más todavía, los que consideran datos desagregados no estudian la posibilidad de que haya cambios estructurales en la relación entre estas variables. Esta tarea se desarrolla en lo que resta de este documento.

2. Política del gasto público y producción en México, 1980-2021

En esta sección, se presenta brevemente la política de gasto público seguida en México durante el periodo de análisis, con el propósito de identificar los principios generales que han guiado su formulación y que explican su carácter procíclico durante la mayor parte del periodo, así como destacar los cambios en su manejo que pudieron haber provocado variaciones en su relación con el ciclo económico nacional.

⁸ Este enfoque permite identificar estadísticamente las fechas del cambio estructural y los coeficientes correspondientes a los subperiodos así identificados, como se explica en la sección metodológica.

En general, es aceptado que la política fiscal en México ha sido procíclica desde finales de los años setenta, lo que ha contribuido a profundizar la magnitud de las fluctuaciones cíclicas de la economía (Ramírez, 2006; Ramírez y López, 2019; Burnside y Meshcheryakova, 2005; Mejía *et al.*, 2017). Los factores que explican esta dinámica, no obstante, han sido diferentes a través del tiempo. Específicamente, las políticas expansivas de finales de los años setenta, sustentadas en la riqueza petrolera, impulsaron el crecimiento del PIB a tasas por encima de 8.0%, pero también provocaron un aumento de los déficits gemelos (fiscal y comercial) y de los precios, y una creciente sobrevaluación de la moneda.

En el marco de una economía petrolizada y altamente endeudada, la caída de los precios del petróleo y el aumento de las tasas de interés internacionales se convirtieron en los factores que desataron la crisis de la deuda en 1982, la cual agudizó la fuga masiva de capitales, el colapso de la inversión y la producción y una serie de devaluaciones sucesivas de la moneda que exacerbaron la inflación (Ros, 1987; Clavijo y Valdivieso, 2000; Cárdenas, 1996).

A partir de un diagnóstico en el que la inflación y el déficit comercial eran resultado de un exceso de demanda, se implementó una serie de programas de estabilización, auspiciados por el Fondo Monetario Internacional, que buscaron detener la fuga de capitales, reducir la inflación y obtener los recursos para atender el servicio de la deuda y, con ello, recuperar la confianza de los inversionistas. Para ello, durante los siguientes años se adoptaron medidas fuertemente restrictivas, como aumentos de la tasa de interés, reducción del gasto público, contención salarial y devaluación de la moneda, entre otras (Aspe, 1993; Cárdenas, 1996; Moreno-Brid y Ros, 2010). De hecho, políticas similares, especialmente las monetarias y fiscales, se siguieron instrumentando en los siguientes episodios recesivos de la economía, por lo menos hasta la de 2001-2003 (Mejía *et al.*, 2017).

A la larga, esta estrategia resultó exitosa en términos de control de la inflación –la cual fue disminuyendo paulatinamente hasta ubicarse de manera definitiva en cifras de un dígito desde mediados del año 2000– y la estabilización de la economía, con déficit fiscales y comerciales

manejables.⁹ Sin embargo, los recortes del gasto público en las fases recesivas y su aumento en las expansivas contribuyeron a profundizar las fluctuaciones cíclicas, especialmente en las primeras. La figura 1 muestra que el gasto público y sus componentes principales¹⁰ tuvieron una alta volatilidad y que sus tasas de crecimiento fueron negativas en la mayor parte de los trimestres de 1982 a 1995, sobre todo durante las recesiones de 1982-1983, 1986-1987, 1995 e incluso en la de 2001-2003.¹¹ Es importante mencionar que, a diferencia de las primeras dos, las finanzas públicas no tenían desequilibrios significativos antes de las últimas dos recesiones, las de 1995 y 2001-2003 (Calvo y Mendoza, 1996; Mejía *et al.*, 2017). No obstante, como parte de los paquetes de estabilización, se redujo nuevamente el gasto público y sus rubros más grandes.

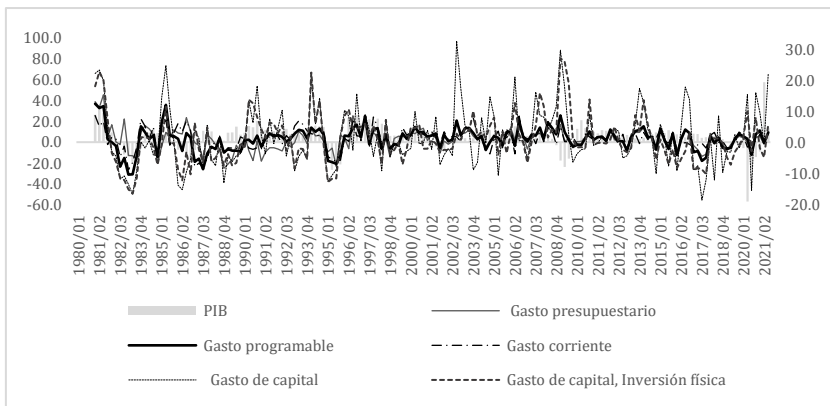
De hecho, desde la crisis de 1995 se ha adoptado un enfoque prudencial de la política fiscal, en el sentido de que el gasto público debe responder a la magnitud de los ingresos públicos con la intención de no abultar el déficit fiscal ni incrementar la deuda pública, de manera que no se comprometa la sustentabilidad de las finanzas públicas y, con ello, enviar la señal de que los fundamentos macroeconómicos son sólidos (Esquivel, 2010; Chávez *et al.*, 2010). Como es evidente, esta lógica ha mantenido el carácter procíclico del gasto gubernamental ante un comportamiento similar de los ingresos tributarios, los más estables e importantes de los ingresos públicos totales.

⁹ La reducción de la inflación se logró gracias a dos estrategias principales que acompañaron a las políticas de contención de demanda. Por un lado, se adoptó a finales de 1987 un programa de estabilización heterodoxo basado en variaciones preanunciadas del tipo de cambio (y de otros precios), lo que favoreció la fijación de precios a la baja (Dornbusch y Simonsen, 1987; Jarque y Téllez, 1993). Por otro lado, en 1989 se renegoció la deuda externa en el marco del Plan Brady, con lo que México pudo regresar a los mercados voluntarios de capital (Carsten y Gándara, 1990).

¹⁰ El gasto programable se clasifica en gasto corriente y gasto de capital. El gasto de capital está asignado a la creación de bienes de capital y conservación de los ya existentes, a la adquisición de bienes inmuebles y valores, y el gasto destinado a cubrir la amortización de la deuda; se incluye el gasto en inversión física. En el gasto corriente se concentran fundamentalmente los gastos destinados a servicios personales, materiales y suministros y servicios generales.

¹¹ El periodo de análisis de este documento va del primer trimestre de 1980 al tercero de 2021 debido a que es el más largo posible con el que se cuenta con información trimestral. Al respecto, Agénor *et al.* (2000), recomiendan el uso de datos de frecuencia mayor a un año en el análisis de los ciclos económicos.

Figura 1
Gasto Público y sus componentes principales, 1980.1-2021.3



El PIB se mide en el eje derecho.

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI (2021)

De esta manera, aunque existe consenso acerca de que las recesiones de la economía mexicana no han sido causadas por desequilibrios en las finanzas públicas, desde la segunda mitad de los años noventa, el manejo “prudencial” de la política fiscal se ha consolidado como piedra angular de la política macroeconómica (junto con una política monetaria que tiene como objetivo central el control de la inflación). En ese sentido, dado el bajo nivel de la recaudación fiscal, el gasto público, y en especial la inversión del gobierno, se ha convertido en el instrumento principal para mantener el déficit fiscal en torno a cero y, con ello, contribuir a la sustentabilidad de las finanzas públicas (Mendoza, 2012; Ros, 2015, Zavaleta y Vázquez, 2021). Incluso, el objetivo de mantener las cuentas del gobierno en equilibrio se elevó a rango constitucional en 2006, con algunas excepciones extraordinarias (Esquivel, 2010).

En consecuencia, ha seguido privando el manejo procíclico del gasto público, con aumentos en las fases de expansión, cuando los ingresos públicos crecen, y con reducciones importantes de las fases recesivas, cuando aquellos disminuyen. Como resultado, el gasto público también se recortó para enfrentar la recesión de 2001-2003, originada en Estados Unidos y transmitida a México a través de sus estrechos lazos comerciales (Mejía *et al.*, 2017). Más todavía, después de la Gran Recesión de 2008-2009, particularmente a partir de 2013, el gasto del gobierno ha tenido tasas de crecimiento negativas cada vez mayores, en especial del gasto de capital y de inversión, revirtiéndose de manera muy tenue a mediados de

2019 y principios de 2020, cuando se observan solo caídas menores (véase figura 1).

La única excepción a este patrón parece ser el manejo contracíclico del gasto público durante la Gran Recesión, también originada en los Estados Unidos y transmitida hacia México a través del comercio (Cuevas, 2013; Mejía *et al.*, 2017). Para impulsar la recuperación de la economía, el gobierno federal instrumentó, por primera vez en las últimas cuatro décadas, una política fiscal contracíclica consistente en un conjunto de programas de apoyo al sector productivo y las familias,¹² lo que se aprecia en las tasas de crecimiento positivas del gasto público en 2008 y 2009 en la figura 1. Aunque la caída en la producción sugeriría que estas medidas del gobierno resultaron insuficientes, la adopción de una política de esta naturaleza resultó novedosa en el país.¹³

Como resultado de la profundidad y generalización de la Gran Recesión y de los desequilibrios fiscales en que se incurrió para reanimarla, especialmente en Europa y Asia, la economía mundial se sumió en un periodo de incertidumbre y lento crecimiento de la producción y el comercio exterior (Gordon, 2015; Banco Mundial, 2020). Desde luego, la economía mexicana se vio afectada por este proceso, profundizado en 2016 y 2017 por el recorte del gasto público, respectivamente, que buscaba estabilizar las finanzas públicas. Como se observa en la figura 1, el ajuste de 2017, que tenía el objetivo de revertir los efectos nocivos del crecimiento de la deuda pública en alrededor de 10 puntos porcentuales del PIB en el transcurso de los primeros cinco años de ese sexenio, fue especialmente profundo en el gasto de capital y en inversión pública (CEFP, 2020).

Después de eso, la producción y el gasto público solo repuntaron en el primer semestre de 2018, posiblemente como resultado de la existencia de ciclos político-económico y político-presupuestal que precedieron a las elecciones generales de mediados de ese año, de acuerdo con las líneas propuestas por Mejía *et al.* (2020). Desde entonces, la economía pasó de una desaceleración iniciada a finales de 2017 a un franco estancamiento en el transcurso de 2019, con un crecimiento de 0.2% anual, como resultado de la desconfianza de algunos sectores sociales y de

¹² Véase Villagómez y Navarro (2010) para un análisis detallado de estos programas.

¹³ La producción de México se fue debilitando desde 2008 hasta llegar a una profunda recesión, con tasas de crecimiento inferiores a -8.9% en la primera mitad de 2009.

organizaciones empresariales, y de las medidas tomadas por el nuevo gobierno.¹⁴

La situación empeoró notablemente a raíz de la pandemia del COVID-19 (por sus siglas en inglés, *Coronavirus Disease 2019*) que provocó una caída del PIB de 18.9% en el segundo trimestre de 2020, y una tasa de crecimiento de -8.2% en todo el año. Las medidas de distanciamiento social y confinamiento domiciliario, el cierre de actividades económicas y los contagios y fallecimientos significaron un choque de oferta inicial, seguido de uno de demanda, que causó un colapso de la economía como no se había visto desde los primeros años de la década de los años treinta del siglo pasado (Mendoza, 2020).

Ante esa situación, aunque la figura 1 muestra variaciones importantes del gasto público total y de sus componentes, el consenso es que México no adoptó una política fiscal activa para rescatar empresas o apoyar a las familias. Más todavía, se mantuvo la política de “austeridad republicana” del gobierno, lo que hizo que su gasto no tuviera efectos importantes en la recuperación (IMF, 2020).

Se puede concluir que, en general, el gasto público ha sido procíclico, lo que significa que no solo no ha contribuido a mitigar las fluctuaciones cíclicas experimentadas por la economía nacional, sino todo lo contrario.

No obstante, los procesos documentados en esta sección sugieren que la motivación y los condicionantes que han llevado a este manejo, han variado a través del tiempo, con la posibilidad de haber generado cambios en la magnitud de la relación entre gasto público y producción. Más aun, es posible que algunos componentes del mismo gasto tengan una relación diferente en función de las prioridades del gobierno en turno. En el resto de este documento, se analizan formalmente estas relaciones.

3. Metodología econométrica

Para estimar los efectos de los componentes del gasto público federal desagregado, sobre el ciclo económico nacional, se adopta un enfoque de

¹⁴ Para fortalecer la viabilidad financiera sin tener que recurrir al endeudamiento, el gobierno adoptó una política de “austeridad republicana”, cuyo objetivo fue disminuir al máximo el costo del gobierno a través de diversos recortes presupuestales, sobre todo en la inversión pública (Rivero, 2019).

dos etapas.¹⁵ En la primera, se obtiene el componente cíclico de las distintas variables. En principio, se parte de las ideas de Lucas (1977:3), quien define el ciclo como “los movimientos en torno a la tendencia del producto nacional bruto”, y sostiene que el aspecto más relevante de su análisis se relaciona con “los movimientos comunes de las desviaciones, con respecto a una tendencia, de las distintas series temporales agregadas”. En ese sentido, dado que incluso una economía en permanente crecimiento podría tener ciclos, este enfoque se conoce como de ciclos de crecimiento.

Para obtener los indicadores del ciclo de crecimiento se utiliza el filtro introducido por Hodrick y Prescott (1997), denotado HP, el cual permite descomponer una serie de tiempo (previamente desestacionalizada) en una tendencia y un componente estacionario, que se utiliza como indicador del ciclo.¹⁶ Entonces, este se obtiene sustrayendo la tendencia estimada de la serie de tiempo observada (en logaritmos), por lo que incluye el término de ruido, algo que le agrega mayor volatilidad.¹⁷ En ocasiones se busca distinguir los análisis basados en este enfoque estableciendo que corresponden a “la frecuencia del ciclo”.

Alternativamente, de acuerdo con el enfoque clásico del ciclo de Burns y Mitchell (1946), que se identifica a partir de las alzas y bajas en el nivel absoluto de las variables analizadas, se utilizan las tasas de crecimiento anualizadas (TCA) de las variables de interés, las cuales no sólo eliminan la tendencia subyacente, sino que se podrían asociar a las fases de expansión y recesión del ciclo durante las cuales tomarían valores positivos y negativos, respectivamente (Pérez *et al.*, 2007).¹⁸ Más todavía,

¹⁵ Este enfoque es aplicado por Mejía y Sánchez (2019) para analizar la relación entre el gasto público ejercido por los estados del centro de México y los ciclos económicos correspondientes. El presente estudio difiere del anterior en que se usa para analizar las relaciones correspondientes al gasto público federal y sus componentes con el ciclo nacional.

¹⁶ El HP es un filtro lineal de dos lados que estima la tendencia subyacente de una serie de tiempo minimizando la varianza de las desviaciones de esta última, en torno a la primera, y penalizando la aceleración de la tasa de crecimiento de la tendencia (con un parámetro de suavizamiento $\lambda = 1600$, para series trimestrales).

¹⁷ Este filtro ha sido cuestionado debido a que deja el término de ruido como componente del indicador del ciclo, lo que le atribuye mayor volatilidad, y a que tiene problemas de medición al inicio y término de la muestra por tener una representación de media móvil, lo que se minimiza en muestras grandes, pero, de acuerdo con Ravn y Uhlig (2002) ha pasado la prueba del tiempo, lo que lo ha convertido en un referente para contrastar los resultados obtenidos de su aplicación, con los de otros métodos de eliminación de tendencia y, especialmente, con los obtenidos en otras latitudes para otros periodos de tiempo.

¹⁸ Las tasas de crecimiento solamente “se podrían” asociar al enfoque clásico del ciclo, ya que, en sentido estricto, su aplicación requeriría hacer el análisis en función de las fases del mismo.

la tasa de crecimiento constituye una transformación muy común en el análisis económico debido a su fácil interpretación.

Con estos dos métodos alternativos de eliminación de tendencia, asociados al ciclo de crecimiento y al clásico, se obtienen resultados complementarios, aunque no idénticos.

En la segunda etapa de la metodología, se utiliza la prueba de Bai y Perron (1998, 2003) para determinar estadísticamente posibles cambios estructurales en la relación del gasto público y el ciclo económico. Es decir, para cada transformación de las variables para eliminar su tendencia (filtro HP y TCA) se estiman regresiones bivariadas entre el indicador el ciclo y cada uno de los componentes del gasto público por separado, siguiendo un procedimiento secuencial para identificar estadísticamente la presencia de uno o más cambios en los parámetros estimados del modelo (cambio estructural), mediante la minimización de la suma global de residuos al cuadrado.¹⁹

Formalmente, el modelo general con m cambios estructurales ($m + 1$ regímenes) se puede formular como:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m+1} \alpha_i D_{it} + \sum_{i=1}^{m+1} \beta_i D_{it} x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde la variable explicada y_t corresponde al indicador del ciclo y la variable explicativa x_t al componente cíclico de un rubro del gasto público; ε_t denota el término de perturbación que sigue un proceso ruido blanco. Los regímenes, indicados por $i = 1, \dots, m + 1$, se definen a partir de las fechas de quiebre, denotadas por (T_1, \dots, T_m) .²⁰ D_{it} es una variable dicótoma que toma los valores de 1 para el segmento de la muestra $T_{i-1} < t < T_i$ y cero para cualquier otro caso, y α_i y β_i son los coeficientes de regresión asociados a cada régimen; el segundo de ellos se podría interpretar como una medida del multiplicador keynesiano simple.²¹

¹⁹ De acuerdo con Bai y Perron (1998), su modelo puede ser usado para formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad en los errores, así como para variables dependientes rezagadas, regresores con tendencia y diferentes distribuciones de los errores.

²⁰ Por convención, T_0 y T_{m+1} se utilizan para indicar el inicio y fin de la muestra.

²¹ Nuestros resultados también se podrían interpretar como un análisis de co-movimiento, el cual se basa en la estimación de coeficientes de correlación r , cuya relación con el coeficiente b de una regresión está dado por $r = b S_x S_y^{-1}$, donde S_x y S_y denotan las desviaciones estándar correspondientes (Montgomery *et al.*, 2012).

Las fechas de quiebre se determinan estadísticamente de manera secuencial: se identifica la primera –considerando cada punto de tiempo de la muestra, ubicado en el intervalo [0.15, 0.85] como posible candidato– como aquella que minimiza la suma de residuos al cuadrado para el conjunto de parámetros estimados de las dos submuestras resultantes; en cada una de estas se sigue el mismo procedimiento. El conjunto de m puntos de quiebre estimados, denotados $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$, y los $m + 1$ coeficientes asociados $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ son aquellos que minimizan la suma de residuos al cuadrado, denotada como $S_T(T_1, \dots, T_m)$, tal que $T_i - T_{i-1} \geq q$.

Para determinar el número de quiebres existentes en una muestra, Bai y Perron (1998) introducen una prueba estadística que permite verificar la hipótesis nula de la existencia de l quiebres *versus* la alternativa de $l + 1$ quiebres. La prueba es tipo razón de verosimilitud y sigue una distribución F . El estadístico correspondiente se define como:

$$\sup LR_T(l + 1|l) = \frac{S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{l+1})}{S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{l+1})T} \quad (2)$$

Entonces, para que se rechace la hipótesis nula, el valor mínimo total de la suma de residuos al cuadrado (sobre todos los segmentos en los que se incluye un quiebre adicional) debe ser suficientemente menor que la suma correspondiente del modelo con l quiebres. Los valores críticos son calculados y reportados por Bai y Perron (2003).

4. Gasto público y ciclos económicos

El análisis de los efectos de los diferentes componentes del gasto público sobre los ciclos económicos de México, medidos a partir del Producto Interno Bruto (PIB), se basa en la metodología de Bai y Perron (1998, 2003) presentada en la sección anterior y descrita en las expresiones (1) y (2). Se utilizan variables trimestrales previamente desestacionalizadas para el periodo que va de 1980.1 a 2021.3.

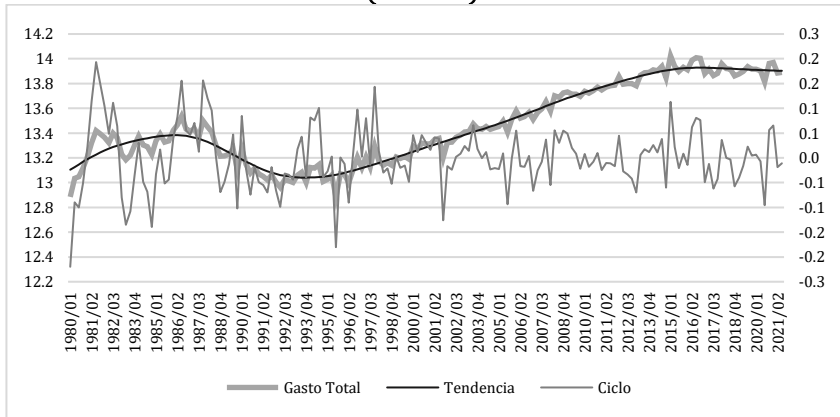
Con fines ilustrativos, la figura 2 muestra el logaritmo del gasto total y la tendencia y el componente cíclico obtenidos con el filtro HP, en tanto que la figura 3 presenta los componentes cíclicos del PIB y de diferentes rubros del gasto. Se aprecia una cierta asociación positiva entre el crecimiento del PIB y los diferentes indicadores del gasto hasta aproximadamente mediados de la década de los años noventa y una relación inversa en torno a la Gran Recesión, al igual que en torno de 2017

y principios de 2020, especialmente en el gasto de capital (Banco de México, 2009; Villagómez y Navarro, 2010).

Por su parte, aunque con alzas y bajas más pronunciadas, los patrones de comportamiento de los componentes cíclicos de las variables obtenidos con el filtro HP son similares a los de las tasas de crecimiento, como se puede ver al comparar las figuras 1 y 3.

Las relaciones estimadas entre las fluctuaciones cíclicas de cada uno de los componentes del gasto público y del PIB, basadas en la expresión (1), aparecen en los tablas 1 y 2; en el primero se muestran las del gasto programable y en el segundo las del no programable.²² Aunque los resultados pueden diferir para los distintos tipos de gasto, debido a que sus cambios responden a diferentes factores, y en función del método de eliminación de tendencia, la mayor parte de nuestros hallazgos para los rubros más importantes son altamente robustos.²³

Figura 2
Logaritmo, tendencia y ciclo del Gasto total, 1980.1-2021.3
(Filtro HP)



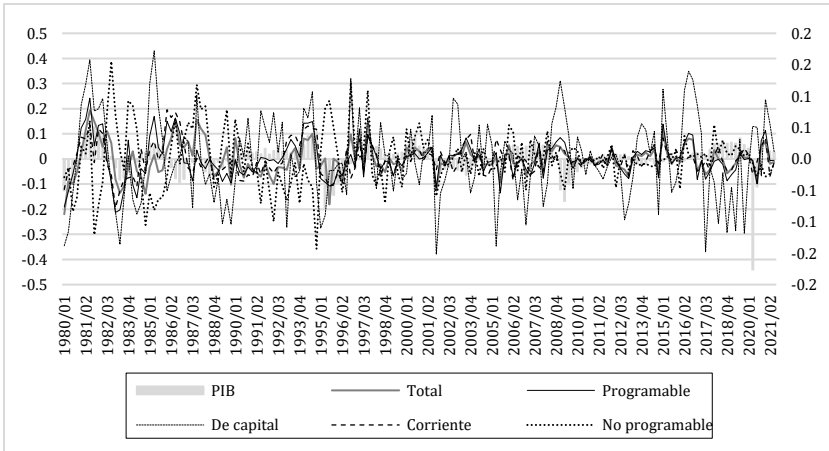
El ciclo se mide en el eje derecho.

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI (2021)

²² Por razones de espacio no se presentan las pruebas de especificación, pero están disponibles a solicitud expresa.

²³ Las hipótesis evaluadas, los valores de los estadísticos de prueba y las fechas de los quiebres obtenidas con la metodología de Bai y Perron (1998, 2003) se presentan en el anexo 1.

Figura 3
Componentes cíclicos del PIB y del Gasto público y sus componentes principales, 1980.1-2021.3
(Filtro HP)



El PIB se mide en el eje derecho.

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI (2021)

En particular, es interesante observar que el gasto total (Gastos Presupuestales del Sector Público) y el ciclo económico han tenido una relación débil en el periodo de estudio, como se infiere de los coeficientes estimados que son significativos estadísticamente sólo al 10% cuando se usan tasas de crecimiento de las variables. Más aún, hay evidencia de un cambio estructural en esta relación en la frecuencia del ciclo (filtro HP) en el transcurso de 1986, cuando esa débil relación positiva se vuelve no significativa, aunque se mantiene el signo.

La implicación de estos resultados es que el gasto público total ha sido una variable procíclica desde 1980, sin importar si se le ha utilizado como instrumento central para contener la demanda y abatir la inflación o como mecanismo de ajuste para mantener balanceadas las finanzas públicas, lo que es consistente con los análisis de co-movimiento previamente reportados en la literatura (Torres, 2002; Mejía, 2003; Cuadra, 2008, Burnside y Meshcheryakova, 2005; Reyes y Mejía, 2012). Más aún, al parecer, a nivel agregado, el gasto público total no tuvo un papel significativo para mitigar los efectos negativos de la Gran Recesión sobre la economía mexicana. Para ponerlo en términos de Villagómez y Navarro (2010), esta evidencia apoya la idea de que la estrategia contracíclica fue “demasiado poco y demasiado tarde”.

Por su parte, las estimaciones de la relación del ciclo y el gasto público programable presentan un quiebre en aproximadamente las mismas fechas y dos regímenes con ambos métodos de eliminación de tendencia (véase tabla 1). Según esto, durante las primera dos décadas de la muestra, hay una relación positiva, lo que sugiere que esta variable fue procíclica durante ese periodo, acorde con la idea de que la flexibilidad de este rubro del gasto permitió manejarlo como un instrumento de ajuste central en los programas de estabilización de la economía (Ros, 2015; Talvi y Végh, 2000).

La situación cambia de manera importante desde inicios de la primera década de este siglo, cuando se pierde la relación entre el gasto programable y el ciclo económico: las estimaciones con ambos métodos de eliminación de tendencia se tornan negativas, aunque no son estadísticamente significativas. En su conjunto, entonces, el gasto programable deja de tener relevancia en la estabilización de la economía, consistentemente con el objetivo de manejarlo para equilibrar las finanzas públicas más que para mitigar las fluctuaciones cíclicas (Ramírez, 2006; Esquivel, 2010).

Tabla 1
Estimaciones de cambio estructural en la relación de gasto público total y programable y ciclos económicos en México, 1980.1-2021.3

Gastos Presupuestales del Sector Público	Tasas de crecimiento anualizadas		Filtro Hodrick-Prescott	
	Regímenes	Coefficientes	Regímenes	Coefficientes
Gastos Presupuestales del Sector Público	1981.1-2021.3	0.082 (0.067)	1980.1-1986.1	0.234 (0.067)
			1986.2-2021.3	0.019 (0.631)
1. Gasto Programable	1981.1-2000.4	0.182 (0.000)	1980.1-2001.4	0.160 (0.000)
	2001.1-2021.3	-0.040 (0.369)	2002.1-2021.3	-0.080 (0.139)
1.1. Gasto Corriente	1981.1-2021.3	0.099 (0.046)	1980.1-2021.3	0.109 (0.000)
1.1.1. Servicios personales	1981.1-1987.2	0.268 (0.000)	1980.1-2021.3	0.125 (0.000)
	1987.3-2021.3	0.069 (0.014)		

1.1.2. Otros Gastos de Operación	1981.1-2021.3	0.029 (0.431)	1980.1-2021.3	0.040 (0.102)
1.1.3. Otras Erogaciones	1981.1-2021.3	-0.034 (0.372)	1980.1-2021.3	-0.025 (0.516)
1.1.4. Subsidios y Transferencias	1981.1-2021.3	0.020 (0.312)	1980.1-2021.3	0.033 (0.020)
1.2. Gastos de Capital	1981.1-2000.4	0.085 (0.000)	1980.1-1996.3	0.095 (0.000)
	2001.1-2021.3	-0.020 (0.198)	1996.4-2021.3	-0.037 (0.015)
1.2.1. Inversión Física	1981.1-2006.4	0.106 (0.000)	1980.1-2006.2	0.112 (0.000)
	2007.1-2021.3	-0.080 (0.002)	2006.3-2021.3	-0.115 (0.000)
1.2.2. Otro Gasto de Capital	1981.1-2021.3	0.009 (0.380)	1980.1-2021.3	0.004 (0.797)

Nota: Un signo positivo (negativo) del coeficiente correspondiente indica que esa variable es procíclica (contracíclica), mientras que uno no significativo estadísticamente implica que es acíclica. Se ha aplicado en todos los casos la corrección de Newey-West para obtener estimaciones de los errores estándar consistentes en presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad. Los valores *p* asociados aparecen entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia

Los componentes del gasto programable, sin embargo, exhiben patrones diferentes. Las estimaciones para el gasto corriente son robustas a los métodos de eliminación de tendencia, mostrando un comportamiento procíclico en virtud de que los parámetros estimados son positivos, constantes y estadísticamente significativos.

De hecho, excepto por el rubro de Servicios personales, que presenta un cambio estructural en 1987, cuando se aplican tasas de crecimiento, los demás componentes (Otros gastos de operación, Otras erogaciones y Subsidios y transferencias) tienen una relación estable con el ciclo, aunque no siempre significativa. Por lo tanto, se puede argumentar que los Servicios personales, que representan una alta proporción del Gasto total (23.10%), se han ajustado drásticamente en función de los movimientos cíclicos de la economía, especialmente durante la década de los años ochenta, de acuerdo con los resultados para las tasas de crecimiento. Posteriormente, los coeficientes estimados para los dos regímenes de esa relación disminuyen notablemente (de 0.268 a 0.069). Una interpretación de estos resultados es que los mayores ajustes a la planta laboral del sector público se llevaron a cabo en los años ochenta y

que, posteriormente, las variaciones de los pagos a este personal se han vuelto menos sensibles a los vaivenes de la economía. Por su parte, la menor sensibilidad de los otros componentes del Gasto corriente se podría atribuir a que se han manejado con mayor discrecionalidad y no solamente con apego a los movimientos cíclicos de la economía.

Para el Gasto de capital, las estimaciones con las tasas de crecimiento y con el filtro HP son consistentes entre sí (aunque las fechas del cambio estructural difieren) y con algunas modificaciones importantes en la política fiscal. En estos casos, se identifica un cambio estructural que lleva a dos regímenes. El primero va de 1980 al periodo que siguió a la recesión de 1995, cuando el gasto público es procíclico, lo que es consistente con la evidencia empírica previamente reportada en la literatura y con el patrón observado en la figura 1. El régimen que le sigue llega hasta 2021 y comprende el periodo de la Gran Recesión, cuando se supone que se adoptó una política de gasto contracíclica. Sin embargo, las estimaciones, aunque negativas, son estadísticamente significativas sólo cuando se aplica el filtro HP para el periodo 1996.4-2021.3, lo que sugiere que este componente del gasto se ha manejado con diferentes criterios en cada régimen. Más todavía, las persistentes tasas de crecimiento negativas, observadas en varios años del segundo régimen, sugieren que la importancia del gasto de capital ha ido decreciendo en el tiempo, especialmente a partir de 2013, como se puede apreciar en la figura 1.²⁴

Como en el caso del Gasto corriente, este patrón en el Gasto de capital se puede explicar por el comportamiento de sus componentes. Los efectos de la Inversión física sobre el ciclo económico también presentan un cambio estructural (en 2006 con ambos métodos de eliminación de tendencia) y dos regímenes; en el primero, la inversión es procíclica y en el segundo es contracíclica. Evidentemente, estos resultados reflejan el uso de la inversión como instrumento de ajuste principal en las primeras décadas de la muestra, acorde a las fluctuaciones de la economía nacional. La relación negativa del segundo régimen, por su parte, se puede explicar por los programas de apoyo que el gobierno instrumentó en la Gran Recesión, y por la reducción sistemática de la inversión en la subsiguiente etapa de crecimiento, como se aprecia en la figura 1 (Villagómez y Navarro, 2010 y Hernández, 2010). Otro gasto de capital, a su vez, tiene

²⁴ Este resultado puede parecer contradictorio con el hecho de que la tasa de crecimiento del gasto de capital aumentó de un promedio de 1.2% anual, en las primeras dos décadas, a 8.2 en las últimas dos, con una volatilidad similar en ambos (equivalente a una desviación estándar de alrededor de 28%). Los coeficientes estimados, sin embargo, sugieren que esas mayores tasas estuvieron menos relacionadas con el ciclo.

una relación procíclica con el ciclo económico, al margen del método de eliminación de tendencia, pero de baja magnitud y no significativa.

El último gran componente que analizamos es el Gasto No programable; las estimaciones se despliegan en la tabla 2. En principio, dado que su comportamiento está determinado en gran medida por el costo financiero de la deuda del gobierno y por gastos comprometidos con anterioridad por disposiciones legales,²⁵ se esperaría que no tuviera una relación estrecha con el ciclo económico. Sin embargo, esto ocurre solamente cuando las estimaciones se hacen con las tasas de crecimiento, obteniéndose un coeficiente negativo, de escasa magnitud y no estadísticamente significativo. En cambio, en la frecuencia del ciclo (filtro HP) se identifica un cambio estructural en 1999.4, cuando la relación pasa de negativa a positiva, aun cuando sus componentes no presentan el mismo quiebre, lo que sugiere que estos responden a factores diferentes y que se combinan de manera compleja al nivel del agregado, como se explica a continuación.

Tabla 2
Estimaciones de cambio estructural en la relación de gasto público no programable y ciclos económicos en México, 1980.1-2021.3

Gastos Presupuestales del Sector Público	Tasas de crecimiento anualizadas		Filtro Hodrick-Prescott	
	Regímenes	Coefficientes	Regímenes	Coefficientes
2. Gasto No Programable	1981.1-2021.3	-0.008 (0.710)	1980.1-1999.4	-0.061 (0.001)
			2000.1-2021.3	0.153 (0.001)
2.1. Participaciones	1981.1-2021.3	0.134 (0.004)	1980.1-2021.3	0.158 (0.000)
2.2. Adefas y otros	1981.1-2021.3	0.042 (0.032)	1980.1-2021.3	0.022 (0.404)
2.3. Costo Financiero	1981.1-2021.3	-0.026 (0.039)	1980.1-2021.3	-0.040 (0.000)

²⁵ Así, factores como la gestión de los pasivos externos, la imposición de techos anuales al endeudamiento, el endeudamiento externo neto del gobierno federal, la acumulación de reservas internacionales, la colocación de instrumentos de deuda a largo plazo y la contratación de deuda interna a tasa fija determinan en gran medida el grado de exposición de las cuentas públicas frente a variaciones en las tasas de interés, tanto domésticas como foráneas (Cuevas y Chávez, 2007).

2.3.1. Costo Financiero Interno	1981.1-2021.3	-0.015 (0.002)	1980.1-2021.3	-0.023 (0.007)
2.3.1.1. Intereses, comisiones y gastos	1981.1-2021.3	-0.015 (0.003)	1980.1-2021.3	-0.025 (0.008)
2.3.1.2. Apoyo a ahorradores y deudores	1991.1-2021.3	-0.018 (0.749)	1990.1-1994.4	-0.256 (0.000)
			1995.1-2021.3	0.0423 (0.000)
2.3.2. Costo Financiero Externo	1981.1-2021.3	-0.007 (0.683)	1980.1-2021.3	-0.021 (0.135)

Un signo positivo (negativo) del coeficiente correspondiente indica que esa variable es procíclica (contracíclica), mientras que uno no significativo estadísticamente implica que es acíclica. Se ha aplicado en todos los casos la corrección de Newey-West para obtener estimaciones de los errores estándar consistentes en presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad. Los valores *p* asociados aparecen entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia

En ese sentido, las Participaciones a estados y municipios son una variable procíclica debido a que sus fuentes de financiamiento dependen de la recaudación fiscal participable (Cárdenas *et al.*, 2008),²⁶ la cual es una variable procíclica (Mejía, 2003; Cuadra, 2008).²⁷ A su vez, las estimaciones muestran que las Adefas (Adeudos de Ejercicios Fiscales Anteriores) y otros tienen una relación positiva, estable y significativa (en tasas de crecimiento solamente) con el ciclo económico, lo que resulta de su carácter de obligaciones previstas en el presupuesto, es decir que son compromisos presupuestados de gasto programable, devengados, contabilizados y no pagados al último día del ejercicio fiscal del año previo y cuyo pago se realiza con recursos del ejercicio del año en cuestión (SHCP, 2020).

El Costo financiero, por su lado, guarda una relación negativa, constante y estadísticamente significativa con el ciclo económico, lo que es consistente con las relaciones estimadas para el Costo financiero interno y, a su vez, para el pago de Intereses, comisiones y gastos. En general, se puede afirmar que el carácter contracíclico de estos componentes del gasto se

²⁶ La recaudación federal participable (RFP) se compone por la totalidad de los ingresos tributarios no convenidos con los estados, más los derechos por la extracción de petróleo, así como por los derechos de minería (Cárdenas *et al.*, 2008).

²⁷ Estos recursos no tienen un destino específico en el gasto de los gobiernos locales y son esencialmente resarcitorios, en el sentido de que buscan asignar los recursos de manera proporcional a la participación de las entidades en la actividad económica y la recaudación. Por lo tanto, pretenden generar incentivos para promover el crecimiento económico y el esfuerzo recaudatorio (González y Gómez, 2020).

deben a un comportamiento similar de la tasa de interés interna, que indistintamente se ha elevado en las fases recesivas como parte de las políticas de ajuste y se ha reducido en las fases de bonanza (Torres, 2002; Mejía, 2003), al tiempo que paulatinamente la deuda interna ha ganado preponderancia en la composición de la deuda pública (Mejía *et al.*, 2017).

El gasto dirigido al Apoyo a ahorradores y deudores, por su lado, presenta un cambio estructural entre 1994 y 1995, con el filtro HP, lo que coincide con la crisis de deudores provocada por la crisis financiera de 1995 (Ros, 2015). De hecho, el coeficiente estimado cambia de signo y disminuye significativamente en valor absoluto del primero al segundo régimen, sugiriendo que estas erogaciones se mueven en función de la disponibilidad de recursos y que su relación con el ciclo es muy baja.

Por último, el Costo financiero externo, al estar relacionado con factores externos, principalmente de la tasa de interés internacional, no está asociado de manera importante al ciclo económico nacional (Cuevas y Chávez, 2007).

Conclusiones

En este documento se han estimado los efectos de los componentes cíclicos de los diferentes rubros del gasto público sobre el ciclo económico de México durante el periodo 1980.1-2021.3, considerando la posibilidad de cambios estructurales determinados estadísticamente. Para ello, se estiman regresiones bivariadas entre transformaciones de eliminación de tendencia de las variables, que pueden asociarse a las visiones del ciclo clásico y de crecimiento.

Las estimaciones sugieren la existencia de cambios estructurales en la relación del ciclo con varios componentes del gasto público. Aunque las fechas específicas de tales cambios no coinciden en todos los casos, se pueden asociar con el tránsito de una economía altamente inestable a una estable (en el transcurso de la segunda mitad de los años ochenta), al inicio de la consolidación de las finanzas públicas y a una conducción “prudencial” de las mismas (segunda mitad de los años noventa) o al cambio en la dirección de su manejo, a raíz de la Gran Recesión (segunda mitad de la primera década de los dos mil). En particular, entre los resultados más importantes destaca que el gasto total (en diferente grado, cuando se usa el filtro HP) y el gasto corriente tienen una relación positiva y estable con el ciclo económico, lo que implica que estos rubros, y otros de similar comportamiento, no han contribuido a mitigar la amplitud de los ciclos, sino todo lo contrario. Más aún, independientemente de si las

causas de las recesiones se hallen o no en desequilibrios en las cuentas del gobierno, su gasto ha aumentado en las fases de auge, y viceversa.

Por su parte, el gasto programable, el gasto de capital y la inversión física fueron procíclicos durante las primeras dos décadas del periodo de análisis, aproximadamente, pero después se disociaron del ciclo (se tornan acíclicos) o se volvieron contracíclicos, lo que se puede explicar porque, como ha sido ampliamente demostrado en la literatura, estos rubros fueron recortados sistemáticamente en los programas de estabilización de los años ochenta y parte de los noventa, así como en la fase posterior a la Gran Recesión, al margen de las fluctuaciones del producto.

Por otro lado, por su naturaleza, el gasto no programable ha sido acíclico (aunque en la frecuencia del ciclo pasa de contra a procíclico con el cambio de siglo), ya que las obligaciones financieras del gobierno deben cumplirse, independientemente de los movimientos cíclicos de la producción. No obstante, algunos de sus componentes, como las participaciones o las Adefas, son variables procíclicas en virtud de que dependen fuertemente de la disponibilidad de recursos públicos y estos son procíclicos. A su vez, los pagos para atender el servicio de la deuda pública interna son contracíclicos como consecuencia de un patrón similar en las tasas de interés, mientras que los pagos al exterior por este concepto son a-cíclicos.

Por último, es muy importante destacar que los coeficientes estimados son, en general de baja magnitud. Si a ese hecho se suma que varios de los rubros más importantes del gasto son procíclicos se puede concluir que la política fiscal no ha contribuido de manera importante a amortiguar las fluctuaciones cíclicas de la economía nacional, sino, por el contrario, las pudo haber agudizado, como sugieren otros estudios (Burnside y Meshcheryakova, 2005a; Reyes y Mejía, 2012; Ramírez y López, 2019). Más aún, el hecho de que el gasto programable y varios de sus componentes se hayan vuelto acíclicos o contracíclicos en las últimas décadas sugiere que la política fiscal ha sido un mecanismo muy limitado de reactivación productiva.

Es importante subrayar que, las magnitudes de las relaciones de varios componentes del gasto público y el ciclo muestran que los primeros no condicionan al último, lo que sugiere que la relación puede ser inversa; es decir, el comportamiento cíclico de la producción determina su dinámica, como puede ser el caso de Adefas y otros, y Participaciones, por citar un

par de ejemplos. En ese sentido, nuestros hallazgos contribuyen a definir una amplia agenda de investigación que puede y debe profundizarse en esos casos.

Más todavía, en general, nuestros resultados pueden extenderse en modelos macroeconómicos más amplios que analicen los efectos de rubros específicos del gasto público y que consideren posibles cambios estructurales. Adicionalmente, es importante estudiar explícitamente el papel de los ingresos públicos y de las finanzas públicas en su conjunto, en la relación del gasto público con el ciclo económico, para identificar estrategias que permitan transitar del manejo procíclico (“prudencial”) reciente a uno contracíclico que contribuya de manera efectiva a mitigar la amplitud de las fluctuaciones cíclicas.

Referencias

- [1] Agénor, P. R., McDermott, C. J. y Prasad, E. S. (2000). “Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts”. *The World Bank Economic Review*, 14(2), 251-285, DOI: <https://doi.org/10.1093/wber/14.2.251>
- [2] Aspe, P. (1993). *El camino mexicano de la transformación económica*. México: Fondo de Cultura Económica.
- [3] Bai, J. y Perron, P. (1998). “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”. *Econometrica*, 66(1), 47-78. DOI: <http://doi.org/10.2307/2998640>
- [4] Bai, J. y Perron, P. (2003). “Critical values for multiple structural change tests”. *Econometrics Journal*, 6(1), 72-78. DOI: <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00102>
- [5] Banco de México (2009). Informe Anual. México, Banxico.
- [6] Banco Mundial (2020). Crecimiento mundial: Repunte modesto del 2,5 % en 2020 con aumento de la deuda y menor incremento de la productividad. Recuperado de: <https://www.bancomundial.org/es/news/press-release/2020/01/08/modest-pickup-in-2020-amid-mounting-debt-and-slowing-productivity-growth>
- [7] Benigno, P. (2015). “New-Keynesian economics: An AS-AD view”. *Research in Economics*. 69(4), 503-524. Recuperado de: http://www.eief.it/eief/images/Benigno_ResEco_2015.pdf
- [8] Bergman, M. y M. Hutchison (2018). “Fiscal Procyclicality in Developing Economies: The Role of Fiscal Rules, Institutions and Economic Conditions”, Recuperado de: https://www.researchgate.net/publication/325820923_Fiscal_Procyclicality_in_Developing_Economics_The_Role_of_Fiscal_Rules_Institutions_and_Economic_Conditions
- [9] Burns, A. F. y Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*. National Bureau of Economic Research. Recuperado de: <https://www.nber.org/books-and-chapters/measuring-business-cycles>

- [10] Burnside, C. y Meshcheryakova, Y. (2005a). "Cyclical Adjustment of the Budget Surplus: Concepts and Measurement Issues". C. Burnside (ed.). *Fiscal Sustainability in Theory and Practice*. Washington, D.C.: The World Bank.
- [11] Burnside, C. y Meshcheryakova, Y. (2005b). "Mexico: A Case of Study of Procyclical Fiscal Policy". C. Burnside (ed.). *Fiscal Sustainability in Theory and Practice*. Washington, D.C.: The World Bank.
- [12] Calvo, G.A. y Mendoza E.G. (1996). "Mexico's Balance-of-Payments Crisis: A Chronicle of a Death Foretold". *Journal of International Economics*, 41, 235-264.
- [13] Cárdenas, E. (1996). *La Política Económica de México 1950-1994*, México: Fondo de Cultura Económica.
- [14] Cárdenas, O., Ventosa-Santaulària, D. y Gómez, M. (2008). "Elasticidad ingreso de los impuestos federales en México. Efectos en la recaudación Federal participable". *El trimestre económico*, 75(298), 519-531.
- [15] Carsten, T. y Gándara, G. (1990). "El Plan Brady y la negociación de la deuda mexicana". *Comercio Exterior*, 40(4), 303-308.
- [16] CEFP (2020). Evolución del Gasto Público en el periodo 2006-2020. Cámara de Diputados. LXIV Legislatura.
- [17] Chávez, J.C., Rodríguez, R. y Fonseca, F. (2010). "Vacas gordas y vacas flacas: la política fiscal y el balance estructural en México 1990-2009". *Estudios Económicos*, 25(5), 309-336.
- [18] Clavijo, F. y Valdivieso, S. (2000). "Reformas estructurales y política macroeconómica". F. Clavijo (comp.). *Reformas Económicas en México 1982-1999*. México, D.F.: El Trimestre Económico.
- [19] Combes, J., Mineaa, A. y Sow, M. (2017). "Is fiscal policy always counter procyclical? The role of public debt and fiscal rules". *Economic Modelling*, 65, 138-146.
- [20] Cuadra, G. (2008). "Hechos estilizados del ciclo económico en México". *Banco de México Documento de Investigación*. Num. 2008-14. Banco de México. Recuperado de: <https://www.banxico.org.mx/publications-and-press/banco-de-mexico-working-papers/%7BF5661D40-F09A-D464-A1B3-6F8E5729C60D%7D.pdf>
- [21] Cuevas, V. (2013). "La crisis hipotecaria subprime y sus efectos sobre México". *Análisis Económico*, 28(67), 123-151.
- [22] Cuevas, V.M. y Chávez, F. J. (2007). "Déficit, deuda y reforma fiscal en México". *Problemas del desarrollo*, 38(148), 69-97. Recuperado de http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0301-70362007000100004&lng=es&tlng=es.
- [23] Dornbusch, R. y Simonsen, M. (1987). "Estabilización de la inflación con el apoyo de una política de ingresos", *El Trimestre Económico*, 54(214), 225-282.
- [24] Esquivel, G. (2010). "De la inestabilidad macroeconómica al estancamiento estabilizador: el papel del diseño y la conducción de la política económica". N. Lustig (coord.). *Los grandes problemas de México*, Vol. 9. Crecimiento económico y equidad. 35-77. México: Colegio de México.

- [25] Gali, J. y Perotti R. (2003). "Fiscal policy and monetary integration in Europe". *Economic Policy*, 18(37), 533-572.
- [26] Gavin, M. y Perotti, R. (1997). *Fiscal policy in Latin America*. Microeconomics Annual 1997, Massachusetts: NBER, 12, 11-72.
- [27] González, P.I. y Gómez, E. (2020). "Federalismo fiscal y las asignaciones de transferencias en San Luis Potosí, México". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 15(3), 395-413.
- [28] Gordon, R. J. (2015). "Secular Stagnation: A Supply-Side View". *American Economic Review*, 105(5), 54-59. Recuperado de: <http://dx.doi.org/10.1257/aer.p20151102>
- [29] Greenwald, B. y Stiglitz, J. (1987). "Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics". *NBER Working Papers 2160*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- [30] Hernández, J. L. (2010). "Inversión pública y crecimiento económico: Hacia una nueva perspectiva de la función del gobierno". *Economía: teoría y práctica, Nueva época*, núm.33, 59-95.
- [31] Hodrick, R. y Prescott, E. (1997). "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation". *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- [32] IMF (2020). Mexico: IMF Staff Concluding Statement of the 2020 Article IV Mission. Recuperado de: <https://www.imf.org/en/News/Articles/2020/10/06/mcs100620-mexico-imf-staff-concluding-statement-of-the-2020-article-iv-mission>.
- [33] INEGI (2021). Banco de Información Económica. Recuperado de: <https://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>
- [34] Jarque, C. y Téllez, L. (1993). *El combate a la inflación: el éxito de la fórmula mexicana*. México: Grijalbo.
- [35] Johnson, H. (1977). "The monetary approach to the balance of payments: A nontechnical guide". *Journal of International Economics*. 7(3), 251-268.
- [36] Johnson, H. (1972). "The Monetary Approach to Balance-of-Payments Theory". *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 7(2), 1555-1572. Recuperado de: <https://doi:10.2307/2329935>
- [37] Kydland, E. y Prescott, C. (1990). "Business cycle: real facts and a monetary myth". *Quarterly Review*. 14(2), 3-18.
- [38] López, E. y Basilio, E. (2020). Flujos de capital, estabilidad monetaria y política fiscal procíclica. Los casos de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. En López, T. y Ortíz, L.A. (Coord.), *Crecimiento económico y desequilibrios estructurales en América Latina. Una perspectiva heterodoxa* (pp. 59-93). México: UNAM.
- [39] López, M., Duque, S. y Gómez, B. (2009). "Alcances de la política fiscal contracíclica: el caso reciente de América Latina". *Perfil de Coyuntura Económica*, 14, 51-68.
- [40] Lucas, R. (1977). "Understanding business cycles. Carnegie-Rochester Conference on Public Policy", 5 (1), 7-29. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(77\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0167-2231(77)90002-1)
- [41] Lustig, N. (2002). *México: hacia la reconstrucción de una economía*. México: Fondo de Cultura Económica y El Colegio de México.
- [42] Mankiw, G. (1988). "Imperfect Competition and the Keynesian Cross". *Economics Letters*, 26, 7-14.

- [43] Marshall, J. y Schmidt, K. (1990). La política fiscal en América Latina: Tópicos de investigación. CEPAL.
- [44] Martner, R. (2007). "La política fiscal en tiempos de bonanza". Instituto Latinoamericano del Caribe de Planificación Económica y Social (Naciones Unidas) *CEPAL*, núm. 66, 1-43.
- [45] Mejía, P. (2003). "Regularidades empíricas en los ciclos económicos de México: producción, inversión, inflación y balanza comercial". *Economía mexicana. Nueva época*, XII (2), 231-274.
- [46] Mejía, P. y Sánchez, G. (2019). "Ciclos económicos y gasto público: un análisis de cambio estructural para la región centro de México, 1980-2015". *Paradigma Económico*, 11(2), 5-38.
- [47] Mejía, P., Díaz, M. y Vergara, R. (2017). "Recesiones en México en los albores del Siglo XXI". *Problemas del Desarrollo*, 48 (189), 57-84.
- [48] Mejía, P., Reyes, M. y Riguzzi, P. (2020). "Political budget cycles in Latin America, 1982-2014". *Finanzas y Política Económica*, 12(1), 237-271.
- [49] Mendoza, J. (2012). "Financiarización y gasto público en México (2000-2011)". *Revista Ola Financiera*, 5 (13): 1-29.
- [50] Mendoza, J. E. (2020). "COVID-19 y el empleo en México: impacto inicial y pronósticos de corto plazo". *Contaduría y Administración*, 65(5), Especial COVID-19, 1-18.
- [51] Mohanty, M. y Scatigna, M. (2003). "Countercyclical fiscal policy and central banks", *BIS Papers*, núm. 20, Fiscal issues and central banking in emerging economies, Bank for International Settlement.
- [52] Montgomery, D., Peck, E. y Vining, G. (2012). *Introduction to Linear Regression Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- [53] Moreno-Brid, J., Ros, J. (2010). *Desarrollo y crecimiento en la economía mexicana. Una perspectiva histórica*. México: Fondo de Cultura Económica.
- [54] Ocampo, J.A. (2014). La crisis latinoamericana de la deuda a la luz de la historia. En Ocampo, J.A. (Coord), *La crisis latinoamericana de la deuda desde la perspectiva histórica*. (pp. 19-51). Santiago de Chile: CEPAL.
- [55] Oana, E. (2013). "The analysis on the cyclical behaviour of fiscal policy in the EU member states". *Procedia Economics and Finance*, 6, 645-653.
- [56] Pérez, P., Osborn, D. y Sensier, M. (2007). "Business cycle affiliations in the context of european integration". *Applied Economics*, 39 (2), 199-214.
- [57] Plosser, C. (1989). "Understanding Real Business Cycles". *The Journal of Economic Perspectives*, 3(3), 51-77.
- [58] Ramírez, E. (2006). "Por una política fiscal contracíclica". *Problemas del Desarrollo*. 37(147), 81-107.
- [59] Ramírez, E. y López, F. (2019). "El gasto público en México y su postura fiscal procíclica (1980-2016)". *El Trimestre Económico*, LXXXVI (2), 405-435.
- [60] Ravn, M. y H. Uhlig (2002). "On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations". *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371-375.
- [61] Rebelo, S. (2005). "Real Business Cycle Models: Past, Present and Future, Scandinavian". *Journal of Economics*, 107(2), 217-238.

- [62] Reyes, M. y Mejía, P. (2012). "Co-movimiento de los componentes del gasto público y el ciclo económico en México, 1980-2007". *Explanans*, I (2), 53-88.
- [63] Rivero, J. (2019). "La política de austeridad como instrumento para el bienestar y el crecimiento económico en el gobierno de la "cuarta transformación": lógica y problemas de Implementación". *Buen Gobierno*, núm. 27, 1-10.
- [64] Romer, D. (2018). *Advanced Macroeconomics*. Nueva York: McGraw-Hill.
- [65] Ros, J. (1987). "México from the oil boom to the debt crisis: an analysis of policy responses to external shocks". En R. Thorp y L. Whitehead (eds), *Latin American Debt and the Adjustment Crisis*, Nueva York: Macmillan Press.
- [66] Ros, J. (2010). "Política fiscal, tipo de cambio y crecimiento en regímenes de alta y baja inflación: la experiencia de México". En Nora Lustig (coord.). *Los grandes problemas de México*. Crecimiento económico y equidad. (109- 132), vol. 1. México: Colegio de México.
- [67] Ros, J. (2015). *Grandes problemas: ¿Cómo salir de la trampa del lento crecimiento y alta desigualdad?* México. El Colegio de México.
- [68] SHCP (2020). Adeudos de Ejercicios Fiscales Anteriores. Recuperado de: http://www.hacienda.gob.mx/EGRESOS/PEF/ppef/ppef_09/temas/expo_motivos/30rg.pdf
- [69] Sorensen, P. y Whitta-Jacobsen, H. (2010). *Introducing advanced macroeconomics: growth and business cycles*. Edimburgo: McGraw-Hill.
- [70] Spiegel, S. (2007). Políticas macroeconómicas y de crecimiento, Guías de orientación de políticas públicas, United Nations Department of Economic and Social Affairs, Nueva York. Recuperado de: https://esa.un.org/techcoop/documents/macro_spanish.pdf
- [71] Stiglitz, J. (2003). "El rumbo de las reformas, Hacia una nueva agenda para América Latina", *Revista de la CEPAL*, núm. 80, 7-40.
- [72] Talvi, E. y Végh, C. (2000). "Tax base variability and procyclical fiscal policy", *Working Paper*, núm. 7499, NBER.
- [73] Torres, A. (2002). Estabilidad en variables nominales y el ciclo económico: el caso de México. *Gaceta de economía*, México, núm. 7, (número especial), 61-114.
- [74] Villagómez, A. y Navarro, L. (2010). "Política fiscal contracíclica en México durante la crisis reciente: Un análisis preliminar". *Documento de trabajo*, núm 475, CIDE.
- [75] Williamson, J. (1990). "What Washington Means by Policy Reform". En J. Williamson (Ed.) *Latin American Adjustment: How Much Has Happened?* Washington, DC: Institute for International Economics.
- [76] Williamson, J. (2003). "The Washington Consensus and Beyond". *Economic and Political Weekly*, 38(15), 1475-1481.
- [77] Zavaleta González, J. y Vázquez Muñoz, J.A (2021). "Efecto de la inversión pública en la deuda pública de México, 1981-2019". *Panorama Económico*, XVI (33), 9-30.

Anexo 1

Prueba l vs. $l + 1$ quiebres de Bai y Perron (Expresión 2)

	Tasas Anualizadas de Crecimiento			Filtro Hodrick-Prescott		
	Hipótesis	F-statistic	Critical Value	Hipótesis	F-statistic	Critical Value
Gastos Presupuestales del Sector Público	0 vs. 1	2.316	11.470	1 vs. 2	5.358	12.950
1. Gasto Programable	1 vs. 2	2.757	12.950	1 vs. 2	1.506	12.950
1.1. Gasto Corriente	0 vs. 1	2.738	11.470	0 vs. 1	1.949	11.47
1.1.1. Servicios personales	1 vs. 2	4.656	12.950	1 vs. 2	2.870	12.950
1.1.2. Otros Gastos de Operación	0 vs. 1	2.635	11.470	0 vs. 1	2.686	11.470
1.1.3. Otras Erogaciones	0 vs. 1	2.855	11.470	0 vs. 1	1.956	11.470
1.1.4. Subsidios y Transferencias	0 vs. 1	3.584	11.470	0 vs. 1	2.715	11.470
1.2. Gastos de Capital	1 vs. 2	3.791	12.950	1 vs. 2	1.887	12.950
1.2.1. Inversión Física	1 vs. 2	2.176	12.950	1 vs. 2	0.572	12.950
1.2.1.1. Inversión Física Directa	1 vs. 2	3.177	12.950	1 vs. 2	3.262	12.950
1.2.1.2. Inversión Física Indirecta	0 vs. 1	1.811	11.470	0 vs. 1	4.296	11.470
1.2.2. Otro Gasto de Capital	0 vs. 1	0.623	11.470	1 vs. 2	2.670	11.470
2. Gasto No Programable	0 vs. 1	2.249	11.470	0 vs. 1	1.000	12.950
2.1. Participaciones	0 vs. 1	3.516	11.470	0 vs. 1	2.478	11.470
2.2. Adefas y otros	0 vs. 1	1.444	11.470	0 vs. 1	2.089	11.470
2.3. Costo Financiero	0 vs. 1	3.965	11.470	0 vs. 1	3.534	11.470
2.3.1. Costo Financiero Interno	0 vs. 1	1.184	11.470	1 vs. 1	4.402	11.47
2.3.1.1. Intereses, comisiones y gastos	0 vs. 1	2.252	11.470	0 vs. 1	3.136	11.470
2.3.1.2. Apoyo a ahorradores y deudores	1 vs. 2	1.204	12.950	1 vs. 2	1.604	12.950
2.3.2. Costo Financiero Externo	0 vs. 1	2.323	11.470	0 vs. 1	0.902	11.470

Location Determinants of Japanese Automotive FDI in Mexican States, 2013-2018

Determinantes de localización estatal de la inversión extranjera directa japonesa en la industria automotriz mexicana

Leo Guzmán Anaya *, María Guadalupe Lugo Sánchez **

Article information

Recibido:
29 June 2022

Aceptado:
11 May 2023

JEL Classification: F21,
F23, C31.

Keywords:

Japanese Foreign Direct Investment, Spatial Analysis, Location Determinants, Automotive Industry.

Abstract

Foreign Direct Investment (FDI) location theories highlight the regional factors that influence the location and spatial distribution of the investment project. The study employs a state-level spatial panel econometric model to empirically contrast the main location factors that influence the spatial distribution of Japanese companies. The main results indicate that state characteristics related to wages, education levels, and market size influence the presence of Japanese automotive firms in Mexico. The results also highlight the presence of negative spatial externalities for the market size and education variables. Positive spatial externalities were observed from the industry agglomeration variable, which can reflect the presence of production networks in the automotive industry, especially in the case of Japanese firms. This shows that neighboring states compete for the arrival of Japanese automotive firms, and spatial effects are present.

* Departamento de Recursos Humanos, CUCEA, Universidad de Guadalajara, leo@academicos.udg.mx, <https://orcid.org/0000-0002-5682-3175>.

** Departamento de Recursos Humanos, CUCEA, Universidad de Guadalajara, lugsan@cucea.udg.mx, <https://orcid.org/0000-0001-7765-8968>.

Información del artículo	Resumen
Received: 29 junio 2022	Las teorías de localización de la Inversión Extranjera Directa (IED) destacan los factores regionales que influyen en la ubicación y distribución espacial del proyecto de inversión. El estudio emplea un modelo econométrico de panel espacial en el nivel estatal, para contrastar empíricamente los principales factores de ubicación que influyen en la distribución espacial de las empresas japonesas. Los principales resultados indican que las características estatales relacionadas con salarios, niveles de educación y tamaño del mercado influyen en la presencia de empresas automotrices japonesas en México. Los resultados también destacan la presencia de externalidades espaciales negativas, para las variables tamaño del mercado y de la educación. Se observaron externalidades espaciales positivas a partir de la variable aglomeración de la industria, lo que puede reflejar la presencia de redes productivas en la industria automotriz, especialmente en el caso de las empresas japonesas. El estudio muestra que los estados vecinos compiten por la llegada de empresas automotrices japonesas y los efectos espaciales están presentes.
Accepted: 11 mayo 2023	
Clasificación JEL: F21, F23, C31.	
Palabras clave: Inversión Extranjera Directa japonesa, análisis espacial, determinantes de localización, industria automotriz.	

Introduction

The importance of FDI location determinants was recognized in the 1960s, especially in explaining U.S. companies' locations in developed nations. This type of analysis is considered a macro perspective of FDI determinants. In the following decade, the emphasis switched to a micro perspective, focusing on understanding the reasons, at the firm level, why companies choose to establish their production in foreign locations instead of exporting their products to those destinations.

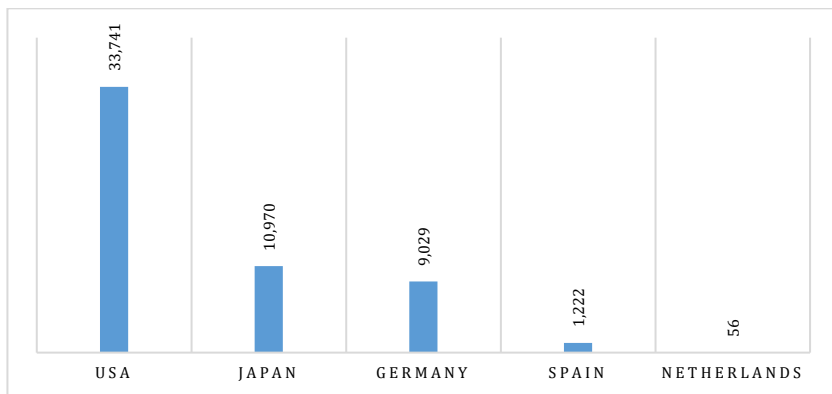
Orthodox economic theory cannot be used to examine FDI or MNEs since it assumes market structures with perfect competition. Under perfect competition, companies do not have the market strength or attributes that enable MNEs to prosper. As a result, market imperfections provide the ideal setting for MNEs to gain ownership advantages and exploit foreign manufacturing through them.

This perspective is especially evident in emerging markets where MNEs can put economic and political pressure on weaker institutions. It has been shown that local governments offer many incentives to foreign firms to establish in certain regions, expecting the positive externalities associated with FDI (Lugo-Sanchez, 2018).

In this sense, it becomes relevant to study the behavior of automotive FDI and the regional factors that influence the spatial distribution of foreign firms. The automotive industry is an interesting case study since it employs 15,000 to 25,000 parts and components throughout the production chain. Globally, in 2019, the automotive production was registered in 91.7 million units. However, in 2020 with the devastating repercussions of the COVID-19 pandemic, production fell by 16%, totaling 77.6 million units. In 2021, the industry showed signs of recovery, with production surpassing 93 million units (OICA 2021).

In Mexico, the automotive industry contributes 18% of the manufacturing GDP and employs around 850,000 workers. The COVID-19 pandemic also affected the Mexican automotive industry. Automotive production fell from 4 million units in 2019 to 3.1 million in 2021, a drop of 21% due to the pandemic. However, by 2021 total production was expected to recover with an increase of 32%: surpassing the 4 million level. Of the total output, 80% is exported, mainly to the North American market, locating the country as the fourth global exporter.

Figure 1
Accumulated FDI in the automotive industry by country of origin, 1997-2017
(millions of dollars)

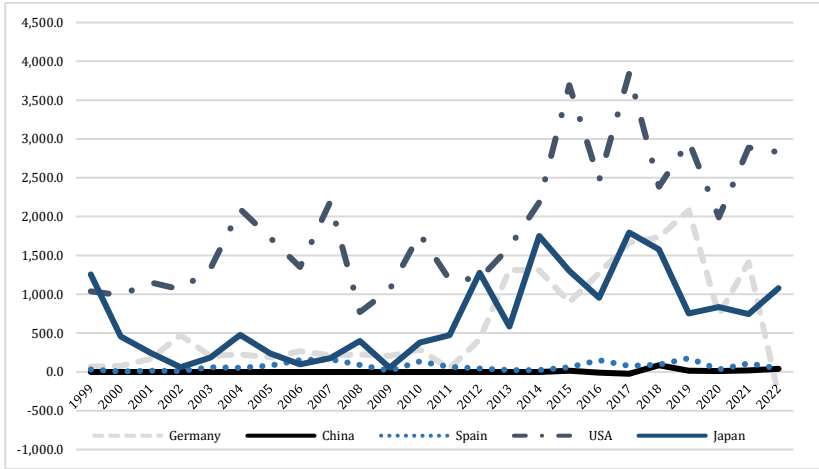


Source: Author's elaboration using data from RNIE (2020)

Figure 1 presents the by-country distribution of FDI in Mexico from 1997 to 2017, and figure 2 shows the FDI in the automotive industry by country of origin for the period 1999-2022. Japanese FDI became the second source of foreign investment in the automotive industry, during

the period, especially in the period after 2011 with the arrival of assemblers and supporting industry firms to Mexico’s central region.

Figure 2
FDI in the automotive industry by country of origin, 1999-2022 (millions of dollars)

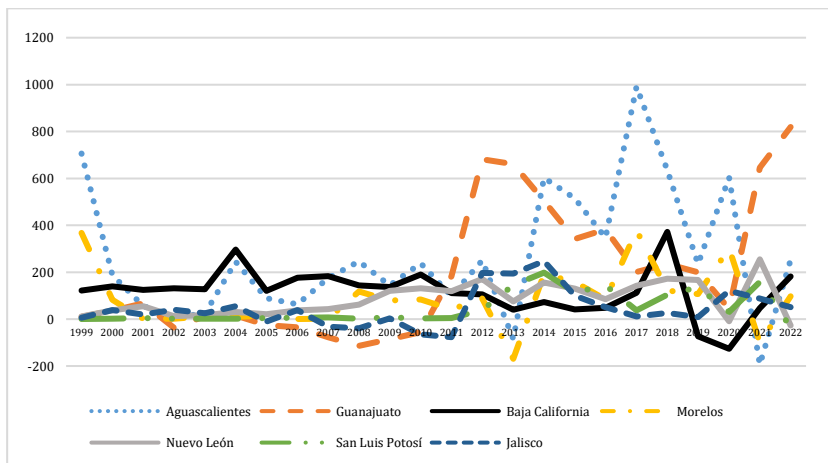


Source: Author’s elaboration using data from RNIE (2022)

In the mid-1990s, the signing of NAFTA drew the interest of Japanese investors, and several companies moved their production from the United States to Mexico’s northern states. Nissan’s arrival in Mexico and its two plants in Aguascalientes and Morelos attracted further regional investment. However, a further surge in Japanese automotive investment was seen after the Mexico-Japan Partnership Agreement came into force in 2005, and especially from 2011 to 2017, with the arrival of major automotive assemblers such as Mazda and Toyota in Guanajuato.

The arrival of new investment projects also increased the interest of Japanese investors down the supply chain, primarily at the Tier-2 level of procurement. The evolution of Japanese FDI automotive flows by main recipient states is presented in figure 3.

Figure 3
FDI in the automotive industry by country of origin, 1999-2022 (millions of dollars)



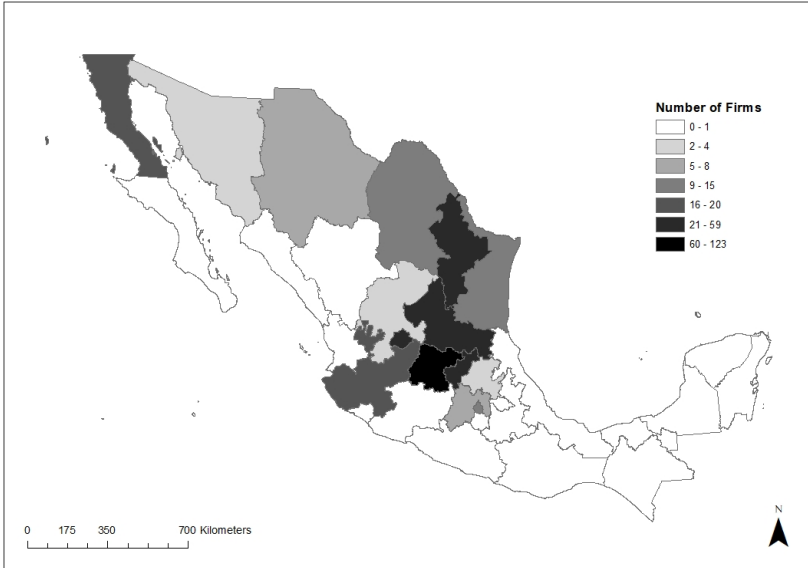
Source: Author's elaboration using data from RNIE (2022)

Most Japanese investment in Mexico is concentrated in the manufacturing sector, particularly in the automotive industry, where Japanese companies contribute to 40% of the country's total exports. Japanese automotive companies are established in several regions in Mexico, contributing to the industry's growth. Firms look for a strategic location to export to north America and south America (mainly Brazil).

Other driving factors include a growing internal market, the presence of infrastructure, competitive production costs, and a qualified labor force. In 2009 the number of Japanese companies established in Mexico was 400; by 2020, this figure had increased to over 1200 firms.

The distribution of Japanese automotive firms is concentrated in Mexico's central and northern regions. This concentration is due to the presence of Original Equipment Manufacturers (OEMs), incentivizing the agglomeration of Japanese Tier-1 and Tier-2 automotive supplier firms (see figure 4).

Figure 4
Spatial Distribution of Japanese Automotive Firms in Mexico



Source: Author's elaboration using software ArcMap 10.1. and data from Toyo Keizai (2015, 2017, 2020) and RNIE (2020)

The current study contributes to the literature on FDI location determinants. The analysis applies spatial statistical tools to measure the contribution of relevant factors that explain the location and spatial distribution of Japanese automotive firms in recipient countries.

The paper is organized as follows: The next section discusses previous theoretical and empirical evidence on FDI location determinants. Section three presents the empirical model and the data sources. Sections 4 and 5 present the results and conclusions, respectively.

1. Literature review

Theories that aim to explain FDI behavior have been developed since the 1960s. The first approaches were based on the Heckscher-Ohlin (1933), MacDougall (1960), and Kemp (1964) models. In these models, the FDI was motivated by low labor costs and exchange risks (favorable circumstances in some developing foreign markets), where higher profits could be made (Assunção et al., 2011).

According to Dunning (1998) and Caves (1996), the most important incentives that influence the location of FDI are related to the availability, costs, and quality of natural resources. This type of FDI is considered “market seeking.” It is also necessary to develop the needed infrastructure to exploit these resources. The size and growth of the domestic and regional markets, the availability of skilled labor, the quality of infrastructure, competition from institutions, agglomeration economies, service support systems, and local government’s macroeconomic policies all influence FDI-seeking markets, according to the authors.

The increase in FDI at the world level prompted research on the determinants that explain this type of investment. As a result, in the empirical and theoretical literature, a vast catalog of determinants tries to explain the direct investment locations of multinational companies in specific areas. Among the models discussed, the OLI (Ownership, Location, Internalization) paradigm stands out, with an institutional approach, and also the New Theory of Trade model.

Under the OLI paradigm, the FDI determinants associated with the location dimension are infrastructure, human capital, economic stability, and production costs. Dunning’s eclectic or OLI paradigm encompasses both internalization theory and traditional trade theories (Dunning, 2002). It also systematizes the benefits for foreign enterprises, applying them to the chosen entry options (Faeth, 2009). The Dunning model establishes that there will be advantages to selecting the FDI if the factors of ownership advantage (O), location advantage (L), and internationalization advantage (I) are met simultaneously. The value of a company possessing assets such as cutting-edge technology, exclusive production techniques, patents, management skills, and other assets that can bring profits in the future is referred to as ownership advantage (Dunning & Lundan, 2008).

Location is essential when a company benefits from its presence in a specific market, taking advantage of special tax regimes, lower manufacturing and transportation costs, market size, access to protected markets, and lower risk. Internalizing activities, for example, helps eliminate market failures such as the imbalance of international resource allocation, lowering transaction costs, and reducing the danger of copying technologies. As a result, selecting a particular place depends on unique factors that favor it (Ietto-Gillies, 2005).

Dunning's eclectic paradigm significantly contributed to the literature by combining numerous complementary theories and establishing a collection of characteristics (ownership, location, and internalization) that affect multinational corporations' operations.

According to Assunção et al. (2013), the key to this perspective is the application of these variables to commerce, international production, and international production organization, implying that the three primary modes of internationalization may be covered by the same analytical framework (exports, FDI, and licensing).

It is essential to emphasize the influence that political variables have on FDI. According to institutional theory, corporations operate in a complicated, ambiguous, and sometimes hostile environment, and a company's decisions are influenced by institutional forces, particularly rules and incentives. In this context, institutions, or the "rules of the game," are central in determining company strategy and performance in foreign markets (Peng, 2009). Foreign investment can thus be viewed as a 'game' in which the multinational corporation and the host country's government compete to attract FDI or as a competition amongst governments to attract FDI. Government measures such as tax advantages, subsidies, and easy capital repatriation can thus impact the decision between exporting, FDI, and licensing (Faeth, 2009).

Dunning and Lundan (2008) argue that economic activity from FDI geographically concentrates in regions and that theoretical contributions that seek to explain this concentration fall into a micro dimension related to organizational attributes and characteristics or macro dimensions that fall into resource allocation aspects. State-level features are related to the macro dimension realm and are associated with regional factors. Jordaan (2009) points out that regional factors may be related to regional demand, regional production costs, regional government policies, and regional agglomeration economies, all influencing the location decision of multinational firms in the recipient country.

Previous empirical literature indicates that certain factors influence the location decision of multinational firms. Production costs are considered a determinant factor in the location of global firms. This variable is usually captured as labor costs, measured by the wage level (Coughlin et al., 1991; Friedman et al., 1996). It is assumed that firms seek locations with lower wages. A body of literature has confirmed and documented the negative relationship between wages and FDI location (Luger &

Shetty, 1985; Coughlin et al., 1991; Jordaan, 2009). However, another body of literature argues that a positive relationship between wages and FDI location is possible since foreign firms are willing to pay higher salaries for more qualified labor. In this sense, it is argued that wages incorporate the productivity level of work (Head et al., 1999; Guimaraes et al., 2000). Similarly, education attainment may play a role in attracting new FDI projects in a region.

Demand factors influence the location decision of multinational firms. Larger markets not only indicate the presence of higher demand for foreign firms' products but also indicate the presence of a larger pool of workers and developed infrastructure. Previous literature finds a positive relationship between income levels, measured by regional GDP levels, and the selection of locations for new FDI projects (Coughlin et al., 1991; Woodward, 1991; Mughal & Akram, 2011). Likewise, in previous studies, the population is included as a proxy for market size and a control variable for state or county size differences (Smith & Florida, 1994).

In previous literature, agglomeration economies are also an essential factor influencing the location decision of FDI. Agglomeration economies benefit foreign firms by providing better infrastructure, a larger pool of trained and specialized labor, support services, and lower production costs (Blanc-Brude et al., 2014). Zaheer (1995) mentions that the accumulation of foreign firms may also contribute to creating an expatriate network that may reduce "foreignness" by providing specific knowledge of the functioning of local institutions. This process may ease the recruitment process of specialized labor, such as local managers familiar with working with foreign firms. Japanese automotive firms have an agglomeration preference with an organizational and production structure that favors proximity between assemblers and suppliers (Aoki, 1990; Asanuma, 1989). Empirically, Belderbos and Carree (2002) indicate the location of Japanese FDI in a keiretsu-type of agglomeration preference, being more evident for small and medium-sized enterprises. This behavior is likewise reported by other studies, including Smith and Florida (1994).

For the case of Mexico, previous literature has shown that certain factors drive the regional distribution of FDI. Fanbasten and Göstas (2016) indicate that factors related to market size, economic stability, infrastructure, openness, and institutional and political stability determine FDI location. Also, Juarez and Angeles (2013) mention that the

development level of regions and market size influence the location of foreign investment. Furthermore, the study indicates that FDI is central to widening the regional inequality gap.

Guzman-Anaya (2017) studies the location behavior of Japanese FDI in Mexico. The study finds that Japanese FDI is attracted to locations with larger populations and strategically located near the U.S. border. Also, greenfield sites are preferred. The study finds spatial dependence in the error term, meaning an absence of potential explanatory variables which might exhibit spatial dependence.

De Castro et al. (2013) compare location factors for Brazil and Mexico. The results show that FDI in Brazil follows market-seeking strategies. At the same time, FDI in Mexico is an efficiency-seeking investment closely related to economic liberalization and historic flows pulling new foreign investment.

Mollick et al. (2006) analyze state-level determinants of FDI in Mexico. The results indicate that public spending does not influence FDI location; the main factor appears to be infrastructure measured by transport and communication infrastructure. Jordaan (2009) reports that regional factors related to demand, production costs, regional policies, and agglomeration economies attract FDI in Mexico.

Escobar (2013) studies the state-level determinants of FDI and finds that educational attainment and lower delinquency rates positively correlate with FDI attraction. The author points out that there needs to be a complementary relationship between the inflows of FDI and state development. Similarly, Garriga (2013) reports results indicating that higher education levels and wages attract FDI. These results show that foreign investors prefer locations with a qualified labor force despite having to pay higher wages.

Samford and Ortega (2012) indicate that besides the traditional geographical and economic factors associated with FDI location, political factors also play an important role. Furthermore, Ortega and Infante (2016) compare economic, social, and public policies as swaying factors of FDI. The analysis reveals that only economic policies, and therefore economic performance and the presence of infrastructure, influence the attraction of foreign investment. Public and social policies do not seem to affect the location of foreign firms in different states of Mexico.

Similarly, Fonseca and Llamosas-Rosas (2019) find a positive relationship between Mexican States' FDI, linked to complex vertical FDI concentrated in the automotive industry. Positive direct and indirect effects are associated with human capital, agglomeration, and fiscal margin variables.

A body of literature also highlights the role of crime as a deterrent to new investment projects in Mexico. Escobar Gamboa (2019) reports a complementary relationship between inward FDI flows to a host state and the neighboring states. The education variables and lower delinquency rates are important determinants of investment flows. Cabral et al. (2018) analyze FDI flows to Mexican states by differentiating the type of crime. The study finds that homicides and theft have significant and adverse effects on FDI inflows, while other types of crimes have no effects. The effects are amplified for Mexico's most violent states. At a sectoral level, Ashby and Ramos (2013) argue that organized crime disincentivizes FDI flows in financial services, commerce, and agriculture. However, for oil and mining, a crime increase is associated with an investment increase. No significant effects are found between organized crime, and FDI flows for the manufacturing sector.

The results from previous empirical literature highlight factors that influence the location decisions of foreign firms. However, most of the earlier studies fail to incorporate the spatial component in the analysis, which might be present in the location decision of foreign investors. If a spatial dependence is ignored, the estimation results will suffer specification error due to variable omission and provide erroneous econometric results (Romero & Andres-Rosales, 2014; Blanc-Brude et al., 2014).

2. Empirical Model

Using spatial econometric techniques can be employed to quantify the externalities of the variables of interest. It is advised to start from the following base model, taking a classic Cobb-Douglas function of the form:

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta} \quad (1)$$

Where Y represents total production, L represents labor, K represents capital, and A is total factor productivity. In its log-linear form, it is represented in the form:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln K + \varepsilon \quad (2)$$

Traditional regression models ignore spatial interactions. These models fail to quantify spatial relationships that may arise from the presence of factors that attract FDI in host countries. Tobler's first law of geography states that the interactions among spatial units increase when the distance between geographic units is shorter. Empirical analysis employing spatial dependence data must capture this relationship in the model specification. Failing to account for spatial dependence will produce specification errors stemming from variable omission (Romero & Andres-Rosales, 2014; Lesage & Page, 2009). There are several techniques to account for spatial dependence in the data. Moran's I is a technique sensitive to permutations of spatial units. The technique allows for capturing positive or negative spatial autocorrelation.

Haining (2001) defines spatial autocorrelation as "the presence of systemic spatial variation in a mapped variable." Positive spatial autocorrelation is present when adjacent observations are associated with similar values. On the other hand, if adjacent observations report contrasting values, the map shows negative spatial autocorrelation. For this analysis, spatial autocorrelation will confirm the presence of spatial diffusion, spillover, interaction, and dispersal processes from the location of decisions of FDI flows among adjacent observations.

If spatial autocorrelation is present, spatial weight matrices can be integrated to quantify these interactions. Considering spatial effects, the model can be represented as

$$y_{it-1} = \alpha + \rho W y_{it} + X_{it} \beta + \theta W X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Where α is the constant, ρ is the spatial correlation coefficient, W is the spatial weights matrix, and X is the matrix of independent variables. β and θ are vectors with estimated coefficients of the regression, ε_{it} is the error term, $W y$ and $W X$ are variables with spatial lags, and μ and γ are spatial and temporal effects, respectively. The latter is included to represent spatial and temporal heterogeneity (Guan & Li, 2021). The above model is named the Spatial Durbin Model (SDM) model. Furthermore, a 1-year lag in the dependent variable is included in the model to avoid potential simultaneity and endogeneity effects on the regression results.

The spatial model introduces a spatial weights matrix (W) composed of elements (w_{ij}) that account for spatial dependence between municipalities i and j . The matrix is created to reflect the strength of dependence between municipalities. For this study, the measure of geographical distance is assumed using a queen-type contiguity measure where a 1 is recorded if two municipalities share a common border and 0 otherwise.

Empirically, in the model estimated, the total Japanese FDI in the automotive industry received by state was used as the dependent variable. The independent variables included industry labor wages by state, measured by total worker remunerations in the automotive sector in constant prices, state GDP in constant prices, education attainment levels measured by the average number of years of schooling for the population over the age of 15 according to each state, automotive production by state in constant prices, the total number of state homicides by every 100,000 people, and total population per square kilometer by state, this last variable as a control variable to account for the differences in the economic sizes of the states. The name of the variables with their respective descriptive statistics are presented in Table 1.

In the initial estimation, the starting model is referred to as the SDM (Spatial Durbin Model). Once estimated, a selection criterion such as the Hausman test or the AIC criteria (Akaike Information Criterion) is needed to choose the model that best fits the data. These selection criteria are presented in more detail in the results section.

Data for the study was gathered from the National Registry of Foreign Investment from Mexico's Secretariat of Economy (RNIE, 2020). The data solicited was unpublished information pertaining to data for Japanese Foreign Direct Investment classified by state and for the automotive industry. State data for labor statistics for the automotive industry was gathered from the survey "Encuesta mensual de la industria manufacturera" a publication from INEGI (2020a). GDP state data was also gathered from INEGI (2020b). Crime data was gathered from government statistics, specifically from the "Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública" (SESNSP, 2023). The official crime statistics are published monthly and converted into yearly observations by aggregating the monthly data. The panel constructed included 17 states in Mexico that were recipients of Japanese automotive

FDI or had automotive production¹. The period of the analysis is from 2013-2018. Data for other variables were obtained from INEGI (2020c).

3. Results

The study was conducted following the estimation of a spatial panel econometric model to analyze different factors that influence the location of Japanese firms. Including a spatial component will indicate if the factors signaled by the theoretical model and previous empirical studies are also relevant to neighboring states exhibiting spatial dependence. The variables employed and their descriptive statistics are presented in Table 1.

Table 1
Descriptive statistics

Variable	Unit of Measurement	Mean	Standard Deviation	Min	Max
<i>Dependent Variable</i>					
JFDI	Japanese automotive FDI by state in constant prices (2003 million pesos)	976.1	1707.8	-782.7	10873.3
<i>Independent Variables</i>					
L	Total labor remunerations in the automotive industry by state in constant prices (2003 million pesos)	7108.2	5817.5	349.8	27991.8
GDP	Gross Domestic Product by state in constant prices (2003 million pesos)	703923.2	669831.8	87657.6	3127842
EDU	Average years of schooling of population over 15 by state (years)	9.5	0.67	8.1	11.3
AUTO	Automotive production by state in constant prices (2003 million pesos)	114426.8	124280.1	1077.2	540798.8

¹ The sample was reduced to 17 states to eliminate zero values in the dependent variable. The states included in the sample are Aguascalientes, Baja California, Coahuila, Chihuahua, Ciudad de México, Durango, Guanajuato, Jalisco, México, Nuevo León, Puebla, Querétaro, San Luis Potosí, Sonora, Tamaulipas, Tlaxcala, and Zacatecas.

CRIME	Number of homicides by state per 100,000 people	17.1	12.5	3.1	79.7
POP	Population per square kilometer by state (number of people)	474.3	1388.3	12.8	6066.1

Source: Authors' elaboration

Initially, an Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) was performed. Moran's I index is employed to confirm the presence of spatial dependence; the index reveals spatial agglomeration by analyzing spatial autocorrelation among regions (Anselin, 1988). The ESDA estimations were carried out using the GEODA 1.20.0.22 version.

Table 2 shows Moran's I statistic results for the dependent variable (Japanese automotive FDI flows) for 2013-2018. The presence of statistically significant spatial autocorrelation is present for 2013 and 2017.

Table 2
Moran's I Statistic for Spatial Autocorrelation

	Moran's I	z-value
2013	0.066 *	1.08
2014	0.068	0.72
2015	-0.074	-0.13
2016	0.015	0.52
2017	-0.017 **	-1.47
2018	-0.094	-0.21

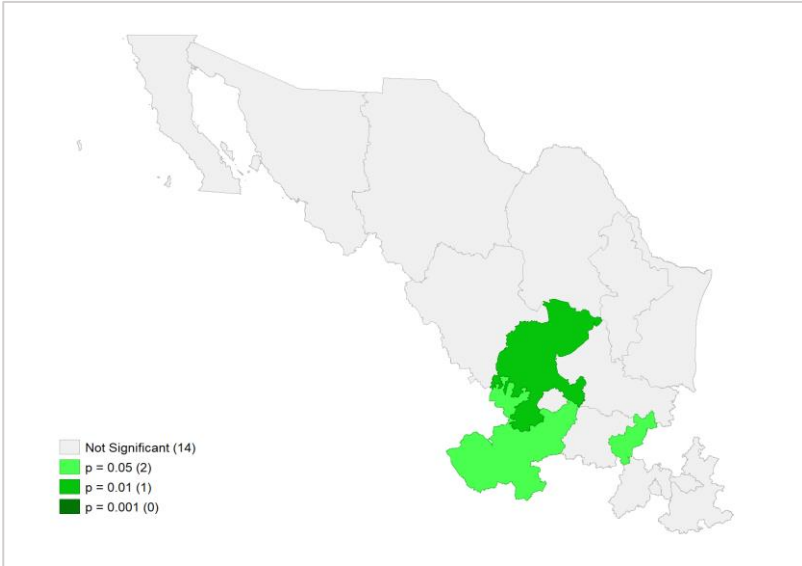
Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

N = 17

Source: Authors' elaboration using the software GEODA and data from RNIE (2020)

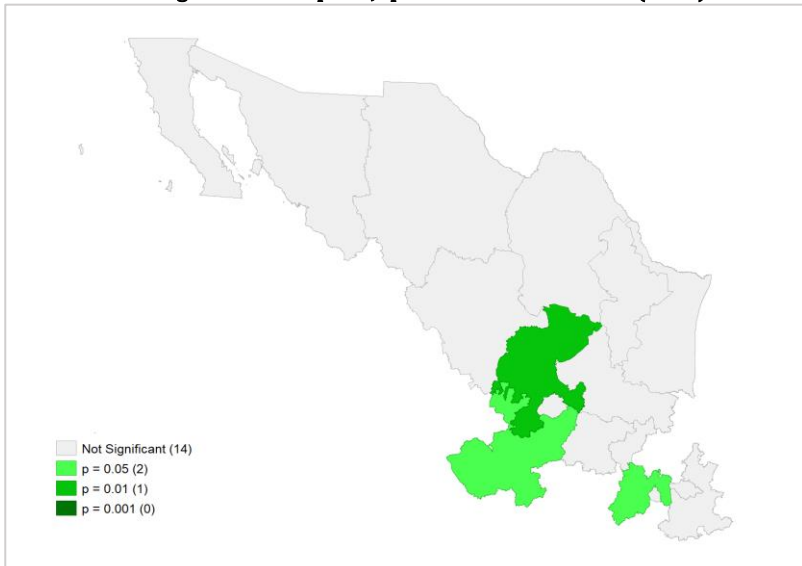
Furthermore, additional ESDA was performed on the dependent variable. As previously mentioned, Moran's I statistic evaluates the presence of spatial autocorrelation in all regions of analysis and is unable to detect local clustering. The Local Indicator of Spatial Association (LISA) was estimated for local spatial cluster analysis. The LISA statistic may confirm spatial dependence in individual regions (Anselin, 1995). The results from the LISA statistic are presented in figures 5 to 10.

Figure 5
LISA Significance Map for Japanese Automotive FDI (2013)



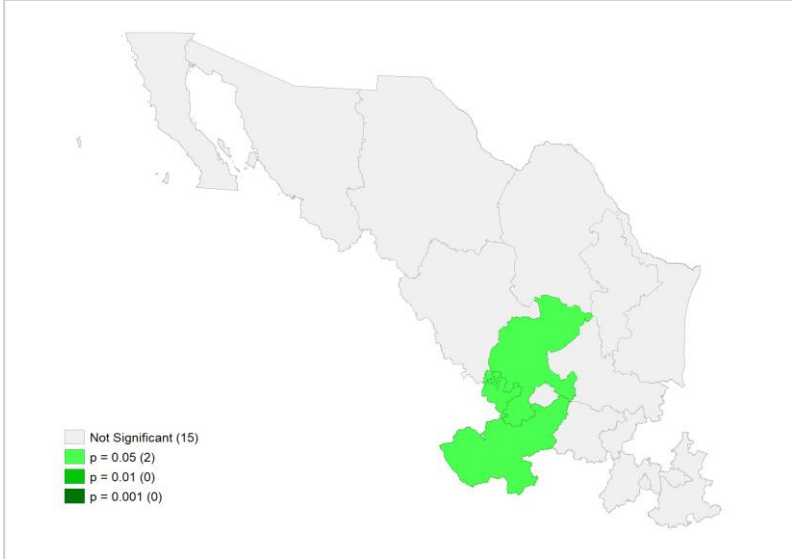
Source: Author's elaboration using the software GEODA and data from RNIE (2020)

Figure 6
LISA Significance Map for Japanese Automotive FDI (2014)



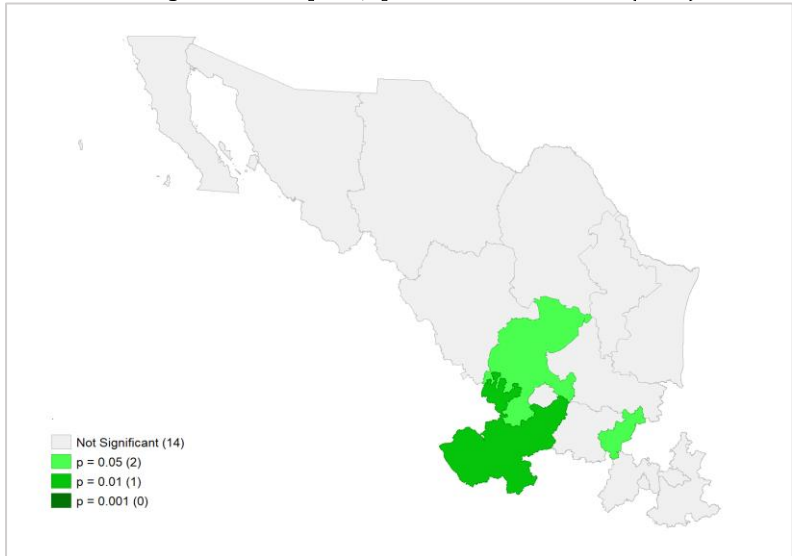
Source: Author's elaboration using the software GEODA and data from RNIE (2020)

Figure 7
LISA Significance Map for Japanese Automotive FDI (2015)



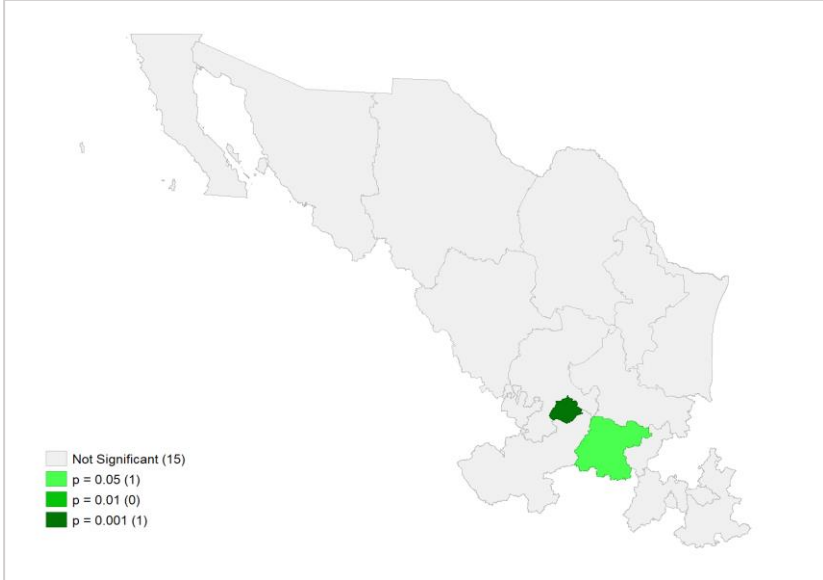
Source: Author's elaboration using the software GEODA and data from RNIE (2020)

Figure 8
LISA Significance Map for Japanese Automotive FDI (2016)



Source: Author's elaboration using the software GEODA and data from RNIE (2020)

Figure 9
LISA Significance Map for Japanese Automotive FDI (2017)



Source: Author's elaboration using the software GEODA and data from RNIE (2020)

Figure 10
LISA Significance Map for Japanese Automotive FDI (2018)



Source: Author's elaboration using the software GEODA and data from RNIE (2020)

The results from the ESDA also indicate the presence of global spatial autocorrelation in the years 2013 and 2017. Furthermore, the LISA statistic shows the presence of spatial autocorrelation with significant results of local spatial autocorrelation for all years of analysis except 2018. These findings suggest using spatial econometric techniques that capture the presence of spatial dependence in the data. Blanc-Brude et al. (2014) mention that if the spatial dependence is ignored, econometric problems will be present in the FDI analysis because observations will be partially predictable from other observations in neighboring locations.

The models were estimated following equation (3) using the software STATA 10.1 and the spatial panel model estimation modules `xmle` and `spregxt`. The data were transformed into logarithms². For the selection of the spatial model, the study follows the suggestions from LeSage and Pace (2009) and Elhorst (2010). These authors suggest estimating the SDM model as a general specification and testing for alternatives afterward. First, since we are dealing with a spatial panel model, the Hausman test can be used to test for the model with fixed or random effects. The test yielded a X^2 value of 118.96 with a p-value of 0.000, suggesting using fixed effects.

Subsequently, the SDM model was compared with the SAR (Spatial Autoregressive Model) and the SEM (Spatial Error Model) models. As Belotti et al. (2017) points out, because the SDM model can be extracted from an SEM model, one can prove through hypothesis testing that if $\theta = 0$ and $\rho \neq 0$, the model best fits the data is a SAR model. On the other hand, if $\theta = -\beta\rho$, the model that should be estimated must be an SEM model. The results of the hypotheses tests indicate that the SAR model is the one that best fits the data.

Finally, to compare the SDM and SAC models (SAR model with spatial lag in errors), the AIC (Akaike Information Criterion) was followed. The SAC model may only be estimated using fixed effects for this case. Anselin (1988) mentions that there is no traditional goodness-of-fit measure like R^2 in spatial models. However, because the models are estimated using maximum likelihood, the AIC can be used to compare the relative goodness- of-fit between models. The AIC is calculated as twice the

² The sample included data with negative and zero values. The logarithm transformation follows the suggestion by Ashby and Ramos (2013) to deal with negative and zero values. The data transforms in logs so that $\ln FDI = (1 + FDI)$ when $FDI \geq 0$ and equal to $-|\ln(FDI)|$ when $FDI < 0$.

absolute value of the ln likelihood plus twice the number of parameters in the model. The model that obtains the lowest AIC value results is the one that best fits the data (Blanc-Brude et al., 2014). Under the AIC criterion, the use of the SDM model is suggested as the one that best fits the data. The results of the SDM and SAR model estimates are reported in Table 3.

Table 3
Results from the SDM and SAR models

<i>Variables</i>	SDM		z Statistic	SAR		z Statistic
lnJFDI(t-1)	0.21 ***		-2.63	0.35	***	3.05
lnL	6.92 **		1.99	5.21		1.38
lnGDP	28.48 *		1.77	26.12	*	1.49
lnEDU	65.17 *		0.81	-72.34		-0.97
lnAUTO	-2.71		-1.16	-3.31		1.38
lnCRIME	0.08		0.07	0.49		0.42
W*lnL	0.42		0.07			
W*lnGDP	-57.83 *		-1.88			
W*lnEDU	-670.25 ***		-4.03			
W*lnYAUTO	11.26 ***		2.89			
W*lnCRIME	1.61		0.75			
Rho	0.08		0.78	0.01		0.93
AIC	387.31			416.84		

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

N= 85

Source: Authors' elaboration

The SDM model estimations show a positive value for the ρ and GDP coefficients. However, only the GDP variable is statistically significant. According to the literature, this type of relationship where $\rho > 0$ and $\theta \ln GDP > 0$ is considered "complex vertical FDI." Under this scenario, a foreign firm distributes its production chain among several neighboring states to access cost-differential inputs (Escobar, 2013; Fonseca & Llamosas Rosas, 2019). The results reinforce the previous findings on Japanese multinational preferences in the automotive industry. Japanese automotive production networks under a Keiretsu-type industrial organization are not necessarily exclusive to a single OEM or region; suppliers distribute parts and components across OEMs and regions (Lugo-Sanchez, 2022; Belderbos & Carree, 2002).

The results also indicate a positive and significant effect from the labor and education variables. The findings reflect the firm's decision to search for locations with an educated workforce and the willingness to pay higher salaries for qualified workers. Using qualified labor is essential for firm growth in a competitive automotive industry. The Mexican automotive industry has observed a labor shortage in certain regions, especially in the Bajío region, where Japanese firms have agglomerated during the last decade. Firm competition for qualified labor is fierce, and Japanese companies have worked with local governments to set up human capital development programs expecting to increase the pool of qualified workers for the industry (Romero, 2020).

The automotive industry agglomeration variable was not statistically significant, possibly due to other factors absorbing the effect, such as the state GDP variable. FDI location theories suggest that firm agglomeration brings positive externalities, and previous literature finds agglomeration as an essential factor in Japanese firm location decisions. Similarly, the crime variable did not produce statistically significant results. Previous results for Mexico find no significant relationship between organized crime and FDI flows in the manufacturing sector (Ashby & Ramos, 2013).

The SDM model shows statistically significant spatial effects from different variables. Specifically, the competition effects between states indicate that an educated population in an entity brings negative externalities to the neighboring state regarding Japanese multinational location decisions. In other words, a more educated workforce in a state competes for Japanese FDI and brings negative externalities to neighboring states. Similar results are indicated for the production variable, where the GDP variable shows negative externalities.

On the other hand, the automotive industry agglomeration variable exhibits positive spatial externalities. The results indicate that industry agglomeration increases the presence of Japanese automotive firms in neighboring states, highlighting the presence of Japanese production networks that are not fixed to a specific region but span across different states in Mexico.

The results of the SAR model also highlight the relevance of the market size variable as a pull factor of Japanese automotive FDI in Mexico. Post-estimation diagnostic checks were conducted. For the SAR model, The Dicky Fuller test indicated a value of -2.39, signaling that the dependent variable has a stationary process, confirming the use of spatial panel

estimation techniques. The L.M. lag test value was 78.57, corroborating the presence of spatial autocorrelation in the lagged spatial dependent variable. These results suggest the use of the SAR and SDM models. However, the panel exhibited the presence of multicollinearity; the result of the Farrar-Glaser multicollinearity test resulted in a X^2 of 122.82. The correlation matrix shows multicollinearity among the state GDP, labor, and automotive production variables. For this reason, the model was estimated once more, eliminating the GDP and labor variables. The elimination of the variables corrected the presence of multicollinearity³. The results from the estimations are presented in Table 4.

Table 4
Results from the SDM and SAR models

<i>Variables</i>	SDM	z Statistic	SAR	z Statistic
lnJFDI(t-1)	0.16	1.47	0.33 ***	2.82
lnEDU	118.04 *	0.81	-30.01	-0.44
lnAUTO	0.87	-1.16	-0.51	-0.26
lnCRIME	-0.13	0.07	0.52	0.44
W*lnEDU	-564.17 ***	-3.39		
W*lnYAUTO	1.75 **	2.89		
W*lnCRIME	1.43	0.67		
Rho	0.08	0.77	0.02	0.21
AIC	386.63		395.26	

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

N= 85

Source: Authors' elaboration

The results from the reduced SDM model indicate a positive and statistically significant effect from the education variable, confirming the previous findings. Also, spatial effects from the education and industry agglomeration variables are present. Similar to the results of the previous model, a competition effect is present in education levels among states. Higher education levels in one state reduce Japanese automotive FDI flows in neighboring states. The automotive industry agglomeration variable exhibits positive spatial effects. These findings reinforce the location preference of Japanese firms in production networks that span across regions in Mexico.

³ The results of the Farrar-Glaser statistic resulted in a X^2 value of 3.76., with a p-value of 0.28.

Conclusions

FDI location theories highlight the reasons behind firms deciding to invest abroad and the regional factors that influence the location and spatial distribution of the investment project. Theoretical contributions and previous empirical work highlight factors such as the size and growth of the domestic and regional markets, the availability of skilled labor, the quality of infrastructure, competition from institutions, agglomeration economies, service support systems, crime levels, and local governments' macroeconomic and attraction policies as factors that influence FDI location decisions.

Considering what is reported by previous literature and the limitations from previous findings, the contribution of this work is the empirical identification of the main factors that influence the location of Japanese multinationals. To achieve the research goal, a state-level spatial panel econometric model was constructed to empirically contrast the main location factors that influence the spatial distribution of Japanese companies. An ESDA was carried out to confirm the presence of spatial dependence in the data. Results from Moran's I statistic indicate the presence of spatial autocorrelation in the dependent variable for the years 2013 and 2017. Further analysis found the presence of spatial clustering in all years of analysis except for 2018. The ESDA results suggest using spatial econometric techniques to account for spatial dependence in the data.

The main results indicate that state characteristics related to wages, market size, and education levels influence the presence of Japanese automotive firms in Mexico. The results support previous findings in the literature on FDI flows to Mexico (Fanbasten & Göstas, 2016; Juarez & Angeles, 2013; Jordaan, 2009). Considering the spatial component in the data, the results also highlight the presence of negative externalities for the market size and education variables. These findings suggest that neighboring states compete for the arrival of Japanese automotive firms, and negative spatial spillover effects are present. A complementary relationship between Japanese FDI inflows and state development is confirmed as in previous findings for Mexico (Escobar, 2013; Guzman-Anaya, 2017).

Positive spatial externalities were observed from the industry agglomeration variable, which reflects the presence of production networks in the automotive industry that incentivize the location of

Japanese firms. The results suggest the presence of “complex vertical FDI.” Under this scenario, Japanese automotive firms distribute through production chains among neighboring states to access cost-differential inputs. The results coincide with previous work in Japanese industrial organization systems that follow a Keiretsu-type production scheme (Lugo-Sanchez, 2022; Belderbos & Carree, 2002).

Theoretical models, including the eclectic paradigm, the institutional approach, the new theory of trade, and the Heckscher-Ohlin theoretical model, support the study’s results. The results confirm previous empirical findings for the case of Mexico, specifically those related to studying the spatial distribution of Japanese automotive firms.

The crime variable was not statistically significant in the econometric results. However, in previous literature, crime has been a deterrent to FDI inflows to Mexico (Escobar Gamboa, 2019; Cabral et al., 2018). The lack of statistically significant results suggests that Japanese firms do not consider this variable in their location decisions. Ashby & Ramos (2013) report similar findings for the manufacturing industry. However, further research is encouraged in this area.

Policy recommendations from the study suggest that state governments should prioritize the development of human capital as a critical factor in attracting Japanese investment projects. Also, according to the analysis, state development must hold a complementary relationship with Japanese FDI inflows. State-level cooperation with Japanese development agencies (e.g., JICA) may aid this area. For example, previous cooperation projects between JICA and CONALEP (a Mexican technical school) aimed at the automotive industry have registered positive results (Romero, 2020).

Policy coordination between states may also increase the arrival of Japanese projects, specifically by providing the required infrastructure to continue developing the global value chains that span regions and integrate Japanese automotive production under a Keiretsu-type industrial organization. Previous studies argue that only economic policies, such as the presence of infrastructure, influence the attraction of foreign investment. Public and social policies do not seem to affect the location of foreign firms in different states of Mexico (Ortega & Infante, 2016; Lugo-Sanchez, 2018).

Finally, future research should focus on the spatial externalities from Japanese automotive FDI regarding knowledge, technology, or

productivity spillovers in the industry and analyze the integration of endogenous firms in the Japanese automotive production networks.

Funding and Competing Interests

The authors did not receive support from any organization for the submitted work. The authors have no relevant financial or non-financial interests to disclose.

References

- [1] Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. London, England: Kluwer.
- [2] Anselin, L. (1995). "Local indicators of spatial association". *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115.
- [3] Aoki, M. (1990). "Toward an Economic Model of the Japanese Firm". *Journal of Economic Literature*, 28(1), 1-27.
- [4] Asanuma, B. (1989). "Manufacturer-supplier Relationships in Japan and the Concept of Relation Specific Skill". *Journal of the Japanese and International Economies*, 3(1), 1-30.
- [5] Ashby, N., and Ramos, M. (2013). "Foreign Direct Investment and Industry Response to Organized Crime: The Mexican Case". *European Journal of Political Economy*, 30, 80-91.
- [6] Assunção, S., Forte, R., and Teixeira, A. A. C. (2011). "Location Determinants of FDI: a Literature Review". *FEP Working Papers*, (433), 23–67. doi: 10.1057/9781403907493_2
- [7] Belderbos, R, and Carree, M. (2002). "The Location of Japanese Investments in China: Agglomeration Effects, Keiretsu and Firm Heterogeneity". *Journal of the Japanese and International Economies*, 16(2), 194-211.
- [8] Belotti, F., Hughes, G., and Mortari, A. P. (2017). "Spatial Panel-data Models Using Stata". *Stata Journal*, 17(1), 139-180.
- [9] Blanc-Brude, F., Cookson, G., Piesse, J., and Strange, R. (2014). "The FDI Location Decision: Distance and the Effects of Spatial Dependence". *International Business Review*, 23(4), 797-810.
- [10] Cabral, R., Mollick, A., and Saucedo, E. (2018). "The Impact of Crime and Other Economic Forces on Mexico's Foreign Direct Investment Flows". *Banco de México Working Papers*, 2018-24, 1-37.
- [11] Caves, R. (1996). *Multinational Firms and Economic Analysis*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- [12] Coughlin, C., Terza, J. V., and Arromdee, V. (1991). "State Characteristics and the Location of Foreign Direct Investment in the United States". *The Review of Economics and Statistics*, 73(4), 675-678.
- [13] De Castro, P. G., Aparecida, F. E., and Carvalho, C. A. (2013). "The Determinants of Foreign Direct Investment in Brazil and Mexico: An Empirical Analysis". *Procedia Economics and Finance*, 5, 231-240.

- [14] Dunning, J. H. (1998). "Location and the Multinational enterprise: A neglected factor". *Journal of International Business Studies*, 29(1), 46-66.
- [15] Dunning, J. H. (2002) Trade, Location of Economic Activity and the Multinational Enterprise: A Search for an Eclectic Approach. In Dunning, J. H. (Ed.), *Theories and Paradigms of International Business Activity - the Selected Essays of John H. Dunning* (52-76). Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited.
- [16] Dunning, J. H., and Lundan, S. M. (2008). Theories of Foreign Direct Investment. In Dunning, J. H., and Lundan, S. M. (Eds.), *Multinational Enterprises and the Global Economy* (79-115). Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited.
- [17] Elhorst, J. P. (2010). "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar". *Spatial Economic Analysis*, 5, 9-28.
- [18] Escobar, O. (2013). "Foreign direct investment (FDI) determinants and spatial spillovers across Mexico's states". *The Journal of International Trade and Economic Development*, 22(7), 993-1012.
- [19] Faeth, I. (2009). "Determinants of Foreign Direct Investment - A Tale of Nine Theoretical Models". *Journal of Economic Surveys*, 23(1), 165-196.
- [20] Fanbasteen, N., and Göstas Escobar, A. (2016). *Determinants of Foreign Direct Investment: A panel data analysis of the MINT countries*. (Master's Thesis). Department of Business Studies, Uppsala University.
- [21] Fonseca, F. and Llamosas-Rosas, I. (2019). "Spatial Linkages and Third-region Effects: Evidence from Manufacturing FDI in Mexico". *The Annals of Regional Science*, 62, 265-284. <https://doi.org/10.1007/s00168-019-00895-1>
- [22] Friedman, J., Hung-Gay, F., Gerlowski, D. A., and Silberman, J. (1996). "A note on 'State Characteristics and the Location Choice of Foreign Direct Investment within the United States'". *The Review of Economics and Statistics*, 78(2), 367-368.
- [23] Garriga, A. (2017). "Inversión extranjera directa en México: comparación entre la inversión procedente de los estados unidos y del resto del mundo". *Foro Internacional*, 57(2), 318-320.
- [24] Guan, H., and Li, Q. (2021). "Spatial Spillover Effects of Economic Growth Based on High-Speed Railways in Northeast China". *Complexity*, (2021), 1-11. doi: <https://doi.org/10.1155/2021/8831325>
- [25] Guimares, P., Figueiredo, O., and Woodward, D. (2000). "Agglomeration and the location of Foreign Direct Investment in Portugal", *Journal of Urban Economics*, 47(1), 115-135.
- [26] Guzman-Anaya, L. (2017). "Spatial Determinants of Japanese FDI Location in Mexico", *México y la Cuenca del Pacífico*, 17, 13-35.
- [27] Haining, R.P. (2001). "Spatial Autocorrelation". In Neil J. Smelser and Paul B. Baltes (Eds.). *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*. Pergamon. <https://doi.org/10.1016/B0-08-043076-7/02511-0>.
- [28] Head, K. C., Ries, J. C., and Swenson, D. L. (1999). "Attracting Foreign Manufacturing: Investment Promotion and Agglomeration". *Regional Science and Urban Economics*, 29(2), 197-218.

- [29] Ietto-Gillies, G., (2005). *Transnational Corporations and International Production: Concepts, Theories and Effects*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- [30] INEGI (2020a). "Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera". *Instituto Nacional de Geografía y Estadística*. México: Instituto Nacional de Geografía y Estadística.
- [31] INEGI (2020b). "Producto Interno Bruto de las Actividades Económicas por Entidad Federativa". *Instituto Nacional de Geografía y Estadística*. México: Instituto Nacional de Geografía y Estadística.
- [32] INEGI (2020c). "Censo de Población y Vivienda 2020". *Instituto Nacional de Geografía y Estadística*. México: Instituto Nacional de Geografía y Estadística.
- [33] Jordaan, J. A., (2009). *Foreign Direct Investment, Agglomeration and Externalities*. England: Ashgate.
- [34] Juárez, R., and Angeles, C. (2013). "Foreign Direct Investment in Mexico Determinants and its Effects on Income Inequality". *Contaduría y Administración*, 58(4), 201-222.
- [35] Lesage, J., and Pace, R. (2009) "*Introduction to Spatial Econometrics*". New York: Chapman and Hall.
- [36] Luger, M., and Shetty, S. (1985). "Determinants of Foreign Plant Start-ups in the United States: Lessons for Policy Makers in the Southeast". *Vanderbilt Journal of Transnational Law*, 18, 223-245.
- [37] Lugo-Sanchez, M. G. (2018). "The Role of Public Policies in Attracting Japanese FDI in Mexico". In Falck Reyes, M. and Guzmán-Anaya, L. (Eds.). *Japanese Direct Investment in Mexico's Transport Equipment Sector. Macro Impact and Local Responses* (81-102). Singapore: Springer.
- [38] Lugo-Sanchez, M. G. (2022). *The Role of Public Policies, Agglomeration and the Keiretsu in the Spatial Distribution of Japanese Automotive Production Networks in Mexico's Bajío Region 2016-2020*. (Doctoral Thesis). Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas, Universidad de Guadalajara.
- [39] Mollick, A. V., Ramos-Duran, R., and Silva-Ochoa, E. (2006). "Infrastructure and FDI Inflows into Mexico: A Panel Data Approach". *Global Economy Journal*, 6(1), 1-27.
- [40] Mughal, M. M., and Akram, M. (2011). "Does market size affect FDI? The Case of Pakistan". *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 2(9), 237-247.
- [41] Ortega, P. G., and Infante, Z. J. (2016). "Determinantes de la inversión extranjera directa en la región de la Cuenca del Pacífico". *México y la Cuenca del Pacífico*, 5(14), 79-102.
- [42] Peng, M. (2009). Institutions, Cultures and Ethics. In Peng, M. (Ed.), *Global Strategic Management* (90-122). Cincinnati: South-Western Cengage Learning.
- [43] RNIE (2020). "Registro Nacional de Inversión Extranjera Directa". *Secretaría de Economía*. México: Secretaría de Economía.

- [44] RNIE (2022). "Registro Nacional de Inversión Extranjera Directa". *Secretaría de Economía*. México: Secretaría de Economía.
- [45] Romero, M.E. (2020). "La Cooperación japonesa para el desarrollo. El estado de Guanajuato en México, donde los objetivos del sector público y privado se encuentran". *Revista Administración Pública y Sociedad*, 9, 66-86.
- [46] Romero, Q. L., and Andres-Rosales, R. (2014). *Técnicas Modernas de Análisis Regional*. México: Plaza y Valdés.
- [47] Samford, S., and Ortega, P. G. (2012). "Subnational Politics and Foreign Direct Investment in Mexico". *Review of International Political Economy*, 21(2), 467-492.
- [48] SE (2020). "Información estadística general de flujos de IED hacia México desde 1999". *Secretaría de Economía*. México: Secretaría de Economía. Available in: <<https://datos.gob.mx/busca/dataset/informacion-estadistica-de-la-inversion-extranjera-directa/resource/06ad9dbb-cbd2-4b17-9586-daf78326308a>>.
- [49] Smith, D. F., and Florida, R. (1994). "Agglomeration and Industrial Location: An Econometric Analysis of Japanese-Affiliated Manufacturing Establishments in Automotive-Related Industries". *Journal of Urban Economics*, 36(1), 23-41.
- [50] SESNSP (2023). "Datos abiertos de incidencia delictiva". *Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública*. Available in: <<https://www.gob.mx/sesnsp/acciones-y-programas/datos-abiertos-de-incidencia-delictiva?state=published>>.
- [51] Toyo Keizai (2015) "Kaigai Shinshutsu Kigyō Souran-Kuni Betsu". *Toyo Keizai*. Tokyo, Japan: Toyo Keizai.
- [52] Toyo Keizai (2017) "Kaigai Shinshutsu Kigyō Souran-Kuni Betsu". *Toyo Keizai*. Tokyo, Japan: Toyo Keizai.
- [53] Toyo Keizai (2020) "Kaigai Shinshutsu Kigyō Souran-Kuni Betsu". *Toyo Keizai*. Tokyo, Japan: Toyo Keizai.
- [54] Woodward, D. (1992) "Locational Determinants of Japanese Start-ups in the United States". *Southern Economic Journal*, 58, 690-708.
- [55] Zaheer, S. (1995) "Overcoming the Liability of Foreignness". *Academy of Management Journal*, 19(1), 63-86.

Relación entre la desigualdad salarial y producción científica: estudio de caso de 14 universidades públicas autónomas mexicanas

Relationship between wage inequality and scientific production: Case study of 14 Mexican autonomous public universities

Diana Donají Del Callejo Canal*, Margarita Edith Canal Martínez**, Edgar Juan Saucedo Acosta***, Irma del Carmen Guerra Osorno****, Mayra Gladis De Jesús Bello*****

Información del artículo

Recibido:
19 abril 2022

Aceptado:
23 junio 2023

Clasificación JEL: C61, C81, D33, I23.

Palabras clave:

Desigualdad salarial, producción científica, eficiencia técnica, universidades públicas autónomas.

Resumen

Objetivo: estimar la relación entre la desigualdad salarial (DS) y la producción científica (PC) de profesores en 14 universidades públicas autónomas de México para 2018. *Metodología:* se calcularon medidas de desigualdad, se utilizó un análisis de correlación Spearman, con la estimación de la potencia y programación lineal de involucramiento de datos (DEA). *Resultados:* se muestra una dispersión importante en los sueldos de los profesores universitarios, la cual se correlaciona inversamente con la producción científica y con la eficiencia técnica universitaria. *Limitaciones:* falta de disponibilidad de los datos, por lo que sólo se utilizó un año para estimar la relación entre DS y PC y se consideraron 14 universidades. *Originalidad:* se presenta por primera vez en México, con datos cuantitativos, la relación entre la desigualdad

*Universidad Veracruzana, ddelcallejo@uv.mx, <http://orcid.org/0000-0003-4753-6577>.

**Universidad Veracruzana, mcanal@uv.mx, <http://orcid.org/0000-0002-1258-5902>.

***Universidad Veracruzana, esaucedo@uv.mx, <http://orcid.org/0000-0002-0373-7804>.

**** Universidad Veracruzana, iguerra@uv.mx, <http://orcid.org/0000-0002-9250-6855>.

***** Becaria CONACYT para colaboración con académico SIN-1, mayragladis@outlook.com.

salarial y la producción científica al interior de las universidades analizadas. *Conclusiones:* la desigualdad salarial se correlaciona negativa y significativamente con la producción de artículos científicos en las universidades estudiadas.

Article information	Abstract
<p>Received: 19 April 2022</p> <p>Accepted: 23 June 2023</p>	<p><i>Aim:</i> To estimate the relationship of wage inequality (SD) in the scientific production (PC) of teachers in 14 autonomous public universities in Mexico for 2018. <i>Methodology:</i> Measures of inequality were calculated; a Spearman correlation analysis, potential analysis and the use of data envelopment analysis (DEA). <i>Results:</i> A significant dispersion is shown in the wage of university's teachers, which inversely correlate with scientific production and university technical efficiency. <i>Limitations:</i> Lack of data availability, so only one year was produced to estimate the relationship between SD and PC and 14 universities were considered. <i>Originality:</i> Quantitative data on the effects of wage inequality on scientific production within the analyzed universities is presented for the first time in Mexico. <i>Conclusions:</i> Wage inequality has a negative and significant effect on the production of scientific articles in the universities studied.</p>
<p>JEL Classification: C61, C81, D33, I23.</p>	
<p>Keywords: Wage inequality, scientific production, technical efficiency, autonomous public universities.</p>	

Introducción

Estudiar la relación entre la desigualdad salarial (DS) y la producción científica (PC) de los profesores en las universidades públicas autónomas de México es de suma importancia para conocer el desarrollo académico de las mismas. En la actualidad la literatura acerca de la relación entre la desigualdad salarial y la producción científica en las universidades públicas autónomas en México es escasa, debido a que hasta hace poco tiempo no existían datos públicos sobre los sueldos¹ de los profesores universitarios. Existen algunas publicaciones que involucran el sueldo de los profesores como una variable importante en la producción académica, tal es el caso del artículo de Roth & McAndrew (2018), sin embargo, no se localizó ningún trabajo donde se midiera la desigualdad salarial y su relación con la producción científica en México, motivo por el que se plantea la siguiente pregunta de investigación: ¿cuál es la relación de la desigualdad salarial de los profesores universitarios en la producción científica de dichas universidades? En este sentido, el objetivo de este

¹ Se utiliza la palabra sueldo y/o salario, de acuerdo con el uso que hace la Plataforma Nacional de Transparencia (2019) donde se obtuvo la remuneración bruta y neta de cada profesor de las universidades estudiadas en el año 2018, o bien dependiendo de los autores consultados.

trabajo es evaluar y determinar la relación de la desigualdad salarial – como una medida que agrupa el tiempo, inversión y motivación de los profesores– y la producción científica –como una variable conectada a la generación y aplicación del conocimiento que es uno de los pilares de la productividad académica²– en las universidades públicas autónomas de México para el 2018. Asimismo, apuntamos la hipótesis de que, en las universidades mexicanas, la desigualdad salarial se correlaciona negativa y significativamente sobre la producción de artículos científicos.

La desigualdad salarial tiene múltiples efectos en la conducta del trabajador. En particular, en ambientes con alta dispersión salarial, los trabajadores tienden a percibir el sistema como injusto, lo cual afecta negativamente en la producción (Stiglitz, 2012). Con relación a las universidades, altas dispersiones del ingreso tienen efectos adversos en las labores en los académicos, debido a que no siempre la dispersión salarial se percibe como producto de la meritocracia. Si tomamos sólo a la producción científica en revistas de alto impacto, ésta se encuentra concentrada, por lo general, en muy pocos académicos, los cuales no son, por lo regular, quienes reciben los mayores salarios dentro de las universidades. La alta brecha salarial universitaria afecta negativamente a la producción científica, debido a que, en la medida que aumenta la desigualdad salarial universitaria por causas diferentes a la meritocracia, los incentivos a los académicos para escribir en revistas de alto impacto disminuyen considerablemente.

La originalidad del texto radica en el hecho de que por primera vez se estima en México, el efecto que tiene la desigualdad salarial de los profesores universitarios sobre la producción de artículos científicos. Para ello, se analiza dicha relación a través de medidas de desigualdad de 14 universidades,³ con un análisis de correlación, con análisis de potencia, correlaciones semiparciales y un diseño de programación lineal de involucramiento de datos (DEA) que ha sido utilizado como modelo de

² “La productividad académica, en el caso de México, está vinculada a cuatro actividades que realizan los profesores de tiempo completo: docencia, tutoría, gestión académica y generación y aplicación del conocimiento, esto último de acuerdo al Programa para el Desarrollo Profesional Docente en Educación Superior” (Gordillo-Salazar, Sánchez-Torres, Terrones-Cordero y Cruz-Cruz, 2020, p. 2). La producción científica es una de las variables incluidas internacionalmente en la medición de la productividad académica, obviamente no es la única, sin embargo, para esta investigación es la que se encontró disponible, confiable, homogénea y comparable.

³ Datos obtenidos de la Secretaría de Educación Pública (2017). De las 68 universidades que estaban registradas en el segundo trimestre 2017, sólo se pudo acceder a la información de 14 universidades públicas autónomas (30%) en 2018.

optimización para estimar la mejor práctica de producción de frontera y a partir de ello evaluar la eficiencia relativa de las diferentes universidades.

Por otro lado, este trabajo busca aportar información empírica para explicar el impacto de la desigualdad salarial de los profesores universitarios sobre la producción científica en contextos latinoamericanos. Por lo que es primordial sentar un precedente en el uso metodológico, basado en información actualizada que sea de utilidad para impulsar mejores prácticas académicas.

El presente artículo se organiza de la siguiente manera: en el primer apartado está la introducción; la sección uno, presenta la revisión de la literatura sobre la desigualdad salarial y producción científica: aproximaciones desde la economía, así como la desigualdad salarial y producción científica en las universidades; la sección dos comprende la metodología que incluye el análisis descriptivo y analítico de los datos utilizados; las secciones tres y cuatro comprenden los resultados y la discusión sobre el tema analizado, arrojando algunas propuestas para apoyar la producción científica y ser consideradas por los responsables de las políticas públicas educativas.

1. Revisión de la literatura

1.1 Desigualdad salarial y producción: aproximaciones desde la economía

Desde la economía ha existido un interés permanente por estudiar los determinantes del crecimiento económico, entendido éste como el incremento en la actividad productiva de un país en un tiempo determinado; así como los de la productividad, la cual puede resultar en crecimiento. Entre los factores ampliamente explorados en la literatura al respecto están los salarios y la desigualdad salarial. En el primer caso, por ejemplo, Tang (2010) indaga el efecto que tienen los salarios reales sobre la productividad en Malasia, usando datos mensuales desde 1983 hasta 2009. Lo que encuentra, para el largo plazo, es una relación cuadrática en forma de “u” invertida, misma que ya había sido señalada en otros estudios. Adicionalmente, Tang aplicó la prueba de causalidad de Granger que reveló una causalidad bilateral entre ambas variables, tanto para el corto como el largo plazo. La forma de “u” invertida implica que, aumentos en el salario real aumentarán la productividad, pero solo hasta cierto punto; después, los aumentos tendrán un efecto negativo, haciendo que la productividad disminuya. Esto sucede porque al principio el costo

del ocio es alto; sin embargo, conforme el salario aumenta, las personas tendrán más recursos para dedicarse al mismo.

En el segundo caso, de acuerdo con Cingano (2014), la desigualdad impacta negativamente en el crecimiento económico debido a que en las familias de bajos ingresos no hay suficiente inversión en sí mismos, lo que tiene como consecuencia bajos niveles de capital humano que no permiten aumentos significativos en el producto nacional. Lo que se observa es que existe una gran diferencia entre los países desarrollados y los que están en desarrollo, debido a que en los primeros las tasas de retorno de las inversiones de capital humano son altas porque los salarios esperados de los trabajos que requieren más habilidades son mayores. En México, las inversiones en capital humano son bajas debido a que los salarios esperados de trabajadores con primaria, secundaria, preparatoria y universidad son bajos, si bien la situación se modifica a nivel de posgrado (Rojas, Angulo y Velázquez, 2000).

En el contexto de Latinoamérica, el tipo de capitalismo ha sido clasificado por Schneider (2009) como Jerárquico de Mercado, que tiene como principal característica que las habilidades de los trabajadores son bajas y los niveles de desigualdad de la región son los más altos del mundo. La lógica de acuerdo con Schneider es que los Grupos Empresariales Diversificados y las Multinacionales tienen como ventaja comparativa institucional la manufactura simple y los *commodities*, para lo cual no requieren de trabajadores de altas habilidades, mientras que estos últimos no tienen incentivos a invertir en capital humano porque los empleos que requieren trabajadores con dichas habilidades son escasos, y en general los salarios esperados son muy bajos. Lo anterior incrementa los niveles de desigualdad de la región⁴ y tiene efectos negativos en el capital humano agregado. En este sentido, las bajas tasas de crecimiento económico en América Latina son explicadas por los niveles sub-óptimos del capital humano, que son producto del alto nivel de desigualdad y del capitalismo jerárquico de la región.

⁴ América Latina tiene uno de los niveles de desigualdad más altos del planeta (De Ferrari, 2004). A pesar de que a partir del año 2000 hubo una caída de ésta en la región (Gasparini & Lustin, 2011), la gran recesión del 2009 y la pandemia del COVID19 han aumentado los índices de Gini de la mayoría de los países latinoamericanos. Si utilizamos datos de lo que concentra el 10% con mayor ingreso (World Inequality Database), para el 2021 las dos regiones del mundo con la mayor concentración del ingreso del decil diez son: África Central y América Latina, con una concentración del 60% y 58.6% respectivamente (Chancel, Piketty, Saez & Zucman, 2022).

Algunos de los principales estudios que abordan los efectos de la desigualdad en el crecimiento económico se presentan en la tabla 1. Prácticamente todos emplean como medida de desigualdad el índice de Gini, además de que incluyen datos panel debido a que abarcan varios países y años. Las metodologías utilizadas son las siguientes: efectos fijos (EF), efectos aleatorios (EA), mínimos cuadrados ordinarios (MCO), sistema de método generalizado de momentos (MGM), primera diferencia del MGM, regresión Kernel y mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E). En la mayoría, los resultados indican que la desigualdad tiene un efecto negativo en el crecimiento económico; sin embargo, un dato importante es que, cuando la muestra estudiada se divide en países con altos y bajos ingresos, la relación es positiva para el primer tipo de países y negativa para los segundos, es decir, en países con altos ingresos, la desigualdad salarial parecería actuar más como un mecanismo de promoción del crecimiento económico, mientras que en los países con bajos ingresos lo desincentivaría.

Al respecto, Stiglitz (2012) señala que los seres humanos, a diferencia de las maquinas, son afectados por el contexto dentro del cual desarrollan sus actividades productivas, por lo que si perciben que el sistema donde se encuentran es injusto y que sus esfuerzos no se verán recompensados, los incentivos a incrementar la productividad son prácticamente nulos. Este sería el caso en donde una fuerte desigualdad salarial impacta negativamente la productividad y con ello el crecimiento económico. En el caso contrario, una desigualdad salarial importante, pero en un sistema con reglas claras que premian el esfuerzo, podría ser percibida por los trabajadores como un incentivo a incrementar su productividad.

Tabla 1
Estudios empíricos del efecto de la desigualdad en el crecimiento económico

Autores	Años	Medida de desigualdad	Método de estimación	Efecto
Deininger y Squire (1998)	1966-87	Gini	MCO	-Negativo para toda la muestra.
Li y Zu (1998)	1960-69	Gini	EF y EA	-Positivo para toda la muestra.
Deininger y Olinto (2000)	1966-90	Gini	Sistema MGM	-Positivo cuando la desigualdad en ingreso y tierra son considerados simultáneamente.
Forbes (2000)	1966-95	Gini	Primera diferencia MGM	-Positivo en países con ingresos altos y medios.

Barro (2000)	1965-95	Gini	MC3E	-No significativo para la muestra completa. -Positivo en países ricos y negativo para países pobres.
Castelló y Domenéch (2002)	1967-83	Gini	MCO	-Negativo para toda la muestra.
Banerjee y Durlflo (2003) (a)	1965-95	Gini	Regresión Kernel	-Negativo.
Knowless (2005)	1960-90	Gini	MCO	-Negativo para toda la muestra; no significativo para países con ingreso medio y alto y negativo para países con ingresos bajos.
Voitchovsky (2005)	1975-00	Gini, razones: 90/75 y 50/10	Sistema MGM	-Positivo en la parte más alta de la distribución de la desigualdad y negativo en la parte más baja de la distribución de la desigualdad.
Castelló (2010) (a)	1960-00	Gini	Sistema MGM	-Negativo para la muestra completa. -Negativo para los países pobres y positivo para los países ricos
Ostry, Berg y Tsangarides (2014) (a)	1960-10	Gini	Sistema MGM	-Negativo.
Halter, Oechslin y Zwemuller (2014)	1966-05	Gini	Sistema MGM, primera de diferencia MGM	Primera diferencia MGM: vínculo positivo en la muestra completa. Sistema MGM: positivo en países ricos y negativo en países pobres.
Ferrera, Lakner, Lugo y Özler (2018)	2001-2005	Desigualdad total y de oportunidades	MCO, EF, Sistema MGM	-No hay una relación clara.
Aiyar y Ebeke (2019) (a)	1950-15	Gini	Sistema MGM	-Negativo.

Fuente: tomado de Cingano (2014)

(a) Actualizado con otros autores

1.2 Desigualdad salarial y producción científica en las universidades

Ahora bien, así como se espera que la desigualdad salarial tenga algún impacto en los niveles productivos de los países, también sería de suponer que ésta variable afecte en cierto sentido a la producción científica de las universidades, tema que ha sido mucho menos explorado, incluso en la literatura que indaga por sus determinantes, la cual se ha ocupado más

por medir el efecto de la edad, el género, los recursos con que cuentan las instituciones, el lugar en el que se realizó el doctorado, entre otros, más que en la producción académica; o bien en medir el efecto del salario, mas no la desigualdad, en la producción científica. La tabla 2 presenta algunos de los principales estudios al respecto.

Tabla 2
Estudios sobre la productividad en las universidades públicas

Autores	Años	Medidas utilizadas	Método de estimación	Resultados
Allison y Stewart (1974)	-	Dependientes: desigualdad de productividad Independientes: cohortes de edad	MCO	Relación positiva
Dundar y Lewis (1998)	1988-1992	Dependiente: número de artículos promedio por cada miembro de la facultad. Independientes: tamaño de la facultad; porcentaje de profesores de tiempo completo; gasto en librerías institucionales; porcentaje de la investigación de cada facultad que recibe financiamiento; control institucional sobre el desempeño académico (universidades públicas vs. privadas); porcentaje de graduados que realizan pasantías o asistencias de investigación; proporción de estudiantes graduados.	MCO separadas por clúster.	Relación positiva entre la variable dependiente y el tamaño de la facultad, porcentaje de profesores de tiempo completo, gasto en librerías (con excepción del área de ingeniería y ciencias sociales), porcentaje de la investigación que recibe financiamiento y porcentaje de graduados que realizan funciones de asistentes de investigación.
Gonzalez-Brambilia y Veloso (2007)	1991-2002	Dependiente: número de publicaciones; número de citas. Independientes: edad; reputación; género; país en el que se realizó el doctorado.	EF binomial negativo	Relación positiva entre la edad y la productividad, pero hasta cierto punto, después es negativo. Efecto positivo de la reputación en el número de citas.
Halffman y Leydesdorff (2010)	1990-2007	Shangai Ranking y Publicaciones en Science Citation Index (SCI). Gini por ranqueo de Universidades.	Gini	Los coeficientes de Gini para las universidades permanecieron estables entre 2003 y 2008. Si acaso se observa una ligera disminución en la desigualdad.
Al-Shagea, y Battal (2013)	2011-2012	Input: Número de académicos y administrativos. Output: número de estudiantes con título universitario; y número de investigaciones.	DEA	Se encontró que el 55% de facultades son eficientes.
Roth y McAndrew (2018)	2015	Dependiente: Desigualdad salarial (Gini) Independiente: Rankeos de prestigio escolar (Forbes y SUNY system)	Regresión lineal (MCO)	Relación positiva
Sagarra, Mar-Molinero y Agasisti (2017)	2007-2012	Eficiencia de las universidades mexicanas.	DEA	La UNAM es la universidad de referencia en investigación y docencia.

Méndez y Vera (2015)	2004-2012	<p>Dependiente: publicación (dummy en actualización salarial).</p> <p>Independientes: incentivo salarial por productividad; salario.</p>	DEA Modelo Logit	No se halló efecto del salario sobre la producción intelectual.
Reyes Fong, Nande Vázquez y Hernández Ruiz (2020)	2007-2017	<p>Input: el financiamiento y el personal perteneciente al Sistema Nacional de Investigadores.</p> <p>Output: el número total de artículos publicados en el ISI y Scopus, patentes y revistas.</p> <p>Dependiente: Número de acuerdos academia industria.</p>	DEA Índice de Malmquist	Se estimó el nivel de productividad de 44 universidades públicas mexicanas.
Yeberino y Montoro (2019)	2014-2016	<p>Independiente: El gasto público a través del programa PEI; gasto reportado en propiedad intelectual; número de empleados en la OTT.</p>	GMM DEA SFE	Se encontró una relativa continuidad en la productividad del gasto público a través del PEI sobre el número de acuerdos entre la academia y la industria en México.

Fuente: elaboración propia en base a la consulta de los diversos autores

Tradicionalmente, las variables empleadas para medir producción científica han sido: número de publicaciones y número de citas que recibe un autor en un período específico. Sin embargo, otros autores sostienen que la producción científica no es sólo aquello que se publica, sino también las clases que se imparten, los productos que se presentan en congresos o seminarios, el trabajo de campo, las tesis defendidas, entre otros (Piedra y Martínez en Méndez y Vera, 2015). Para fines del análisis en este trabajo, se utiliza el número de publicaciones como una variable proxy de la producción científica, por lo que la desigualdad salarial sólo explicará, en todo caso, una parte de lo que podríamos considerar como la totalidad de la producción, aquella cuya medición resulta más sencilla.

Entre quienes han estudiado el efecto de distintas políticas salariales sobre la producción científica se encuentra el trabajo realizado por Roth and McAndrew (2018), quienes analizan la clasificación académica y desigualdad salarial en colegios y universidades públicas de Carolina del Norte y Nueva York, estableciendo una relación positiva entre el prestigio escolar y la desigualdad salarial, tanto en general como dentro de rangos académicos. Los autores encontraron que:

Este artículo agrega a la literatura, no observando desigualdad entre grupos particulares, sino creando y comparando una medida normalizada de desigualdad entre universidades para comprender mejor la fuente de la desigualdad relativa. Tal desigualdad en La estructura salarial no sólo varía notablemente

entre las instituciones de Nueva York y Carolina del Norte, sino que también existe en un nivel superior para las escuelas de rango superior. (Roth and McAndrew 2018, p. 37)

Asimismo, Méndez y Vera (2015), de manera específica, exploran dos políticas que han sido implementadas en universidades colombianas con el objetivo de incrementar la producción científica: la primera de ellas otorga salarios inicialmente bajos a los profesores, mismos que pueden incrementarse conforme producen; la segunda consiste en fijar salarios de entrada altos pero que no se incrementan más, y otorgar ciertas primas por producción que sólo se aplican generalmente durante el primer año. Lo que estos autores encuentran, entre otras cosas, es que el nivel de salario no tiene un efecto positivo en el nivel de producción. Es decir, que un salario más alto no necesariamente aumentará la producción al evitar que los docentes dediquen tiempo extra a otras actividades por fuera, mismas que les pudieran redituar ingresos adicionales. Incluso, una encuesta aplicada a docentes de la Universidad Industrial Santander, cuyo objetivo era captar la percepción que aquellos tenían sobre los incentivos que aplicaba su universidad a fin de incrementar la producción científica, y que ellos retoman, concluye que:

... el incentivo económico no es la razón principal para que el docente investigue. La posibilidad de desarrollo y reconocimiento personal, así como mejorar su escalafón docente son argumentos que apoyan la hipótesis de que el profesor investiga porque esto mejora su estatus dentro de la Universidad. (Méndez y Vera, 2015: 109)

Lo que significa entonces que existen otras variables, más allá del salario, que pueden explicar de mejor manera la producción científica. Al respecto, Méndez y Vera señalan que:

Muchos estudios han demostrado que la productividad intelectual tiende a aumentar dependiendo de la jerarquía del individuo en los puestos académicos. Manjarrés (2009) cita que Cole y Cole (1973), Long (1978) y Carayol y Matt (2006) encontraron que los profesores con mayor categoría dentro de la institución, como por ejemplo docentes de tiempo completo, tienen una mayor productividad que los profesores de categorías inferiores (junior o asistente). (2015: 104)

Esto podría suceder, al menos en el caso de las universidades públicas colombianas, debido a que la ley establece que un profesor puede

ascender en el escalafón en función de su grado de estudios, su producción y capacidades intelectuales, etc. (Méndez y Vera 2015). Su sistema de escalafón sí premia a quien más produce, por lo que los investigadores se verán motivados a incrementar su producción para poder ascender, y si bien una categoría superior implica un salario mayor, lo que estos autores sugieren es que no es este mayor salario lo que incentiva la mayor producción, sino la posibilidad de estar en una jerarquía superior.

Este hallazgo podría estar relacionado con la variable desigualdad salarial que propone este estudio. De ser el caso, lo que se esperaría observar es que, si la posibilidad de ascender en el escalafón, dentro de las universidades analizadas, estuviera en función de la productividad, la desigualdad salarial funcionaría más como un incentivo a incrementar la producción porque existirían otras categorías a las que acceder. En cambio, la correlación negativa entre producción científica y desigualdad salarial, tal como señala Stiglitz (2012), podría ocurrir porque la movilidad en el escalafón no depende necesariamente de lo primero, dejando sin incentivos a quienes están en categorías más bajas.

Al respecto, un estudio de González y Veloso (2007) sobre las características de los investigadores que pertenecen al Sistema Nacional de Investigadores (SNI) en México y cómo éstas podrían explicar las diferencias en la producción científica, encuentra que, contrario a lo que podría suponerse en un primer momento, los investigadores que se ubican en el nivel II son, en promedio, más productivos que los que pertenecen al nivel III. Si bien los autores no ahondan en lo que podría estar explicando esto, una posible respuesta podría ser que quienes se ubican en el nivel inmediato inferior tienen mayores incentivos a incrementar su producción a fin de poder lograr el nivel III. El argumento reforzaría así la idea presentada en el párrafo anterior.

Otra aportación importante al estudio de los determinantes de la producción científica es la hipótesis de las “ventajas acumulativas”, la cual sostiene que, aquellos investigadores que inicialmente logran cierto reconocimiento al inicio de sus carreras, serán también los más productivos conforme transcurra el tiempo, ya que estarán más motivados a incrementar su producción para satisfacer las expectativas en torno a ellos y seguramente serán quienes recibirán mayores fondos extraordinarios para la realización de sus investigaciones. Caso contrario, aquellos que no obtengan cierto reconocimiento al inicio de sus carreras o cuya producción inicial sea menor, serán los que mantengan los niveles más bajos de productividad con el paso de los años (Allison y Stewart,

1974). De tal forma que la brecha en la producción tenderá a ampliarse con el tiempo y lo más importante, quizá, es que esto no estará relacionado siempre con la calidad de las investigaciones iniciales, sino con la ineficiencia de los sistemas de incentivos, reconocimientos, etcétera que no necesariamente retribuyen en la medida en que ciertos productos lo merecen.

¿Qué podría entonces determinar que, al inicio de sus carreras o una vez obteniendo el grado de doctor, algunos docentes produzcan más o reciban mayor reconocimiento? Al igual que Méndez y Vera (2015), Dunder y Lewis (1998) ya habían señalado que, porcentajes altos de profesores de tiempo completo con respecto al total de miembros de una facultad, están relacionados con mayores niveles de producción para casi todas las áreas de estudio, a excepción de las ciencias sociales y del comportamiento. Esto es de esperarse debido a que un incremento en el tiempo dedicado a la enseñanza implicará una disminución en el tiempo dedicado a la investigación, pero puede ser que lo primero sea más importante para una determinada institución. De igual forma, y en línea con la literatura revisada, si un profesor inicia con una categoría de contratación alta, se espera que pueda acceder a recursos extraordinarios para financiar sus investigaciones, permitiéndole producir más y generar investigaciones de mayor calidad en comparación con aquellos que inicien sus vidas académicas en categorías inferiores. Por lo tanto, el tipo de contratación, a lo largo de todo el ciclo académico, se vuelve fundamental en el sentido de que define el tiempo que se destina a la investigación y puede facilitar o no el acceder a recursos adicionales, pero podría ser aún más importante al inicio de las trayectorias académicas, al poner a unos cuantos, en una situación de ventaja, mientras que a otros en una de desventaja.

Finalmente, de los trabajos aquí revisados, un autor utiliza la variable desigualdad salarial para explicar las diferencias en los niveles de producción científica en las universidades de Estados Unidos, sin embargo, no localizamos un estudio similar para las universidades públicas autónomas de México que aquí se retoman. La relación negativa entre estas variables (a mayor desigualdad salarial menor producción científica) podría ser el reflejo tanto de una mayor variedad en los tipos de contratación, que no tienen por mecanismo de promoción la producción científica, como de las diferencias en las actividades que cada tipo de contrato implica (docencia vs investigación) y las horas por las que se contrata a una persona (por ejemplo: medio tiempo, profesores por asignatura o tiempo completo).

2. Metodología

2.1 Muestra

Originalmente, para los datos de este estudio, se habían considerado 31 universidades públicas autónomas de México (sin considerar a la Universidad Nacional Autónoma de México, UNAM, debido a sus particularidades y tamaño). Se realizaron las 31 solicitudes correspondientes en la Plataforma Nacional de Transparencia durante el mes de enero y febrero de 2019, de la cual se logró obtener los sueldos por tipo de contratación de 16 universidades autónomas para el primer y segundo trimestre del 2018. Se revisó que la información disponible contara con nombres, tipo de contratación y remuneración bruta.⁵ Dos universidades de las 16, no presentaban algunos de estos tres datos, por lo cual fue necesario descartarlas.

El reto más grande en este estudio fue que cada universidad proporcionó los datos con sus propias reglas. Por ejemplo, el tipo de contrato es diferente en cada una de ellas, llegando a distinguirse en una sola universidad hasta 69 contratos diferentes. Por esa razón, se utilizó el software libre R-Studio versión 1.4, para que a través de la técnica de análisis clúster (usada con frecuencia en Ciencia de Datos, cuando se tienen grandes volúmenes de información), se pudiera ordenar, clasificar y unificar los tipos de contrato y con ello, poder distinguir con claridad a los trabajadores académicos de los trabajadores administrativos, una vez hecho esto, hubo un ejercicio de limpieza y unión de tablas de datos procedentes de cada institución, lo cual requirió una gran inversión de tiempo y la verificación de una gran cantidad de información (138,693 registros). Una vez clasificados los sueldos se consideró únicamente la información de los trabajadores académicos (50,920 registros), llegar a

⁵ Es necesario mencionar que, las 14 universidades trabajadas, manejan las variables de: remuneración bruta, remuneración neta, estímulos correspondientes al tipo de contratación y monto total percibido. En muchos casos la remuneración bruta y el monto total percibido es el mismo, en otras, no aparece el monto total percibido o el monto total neto. Para asegurar la homogeneidad de la información, se tomó la decisión de considerar la remuneración bruta declarada por cada universidad, como la variable sobre la que se calcularía el índice de desigualdad de sueldo. Esta variable no considera los estímulos recibidos por SNI, ni por ningún otro programa al desempeño académico, esto, sin duda ampliaría el coeficiente de desigualdad, pero, por el momento, no hay forma de conocer la información de estos estímulos de manera confiable e individualmente por profesor. También es necesario agregar que, existen requisitos en los reglamentos de las universidades para avanzar de categoría y, por ende, para tener un mayor salario (uno de ellos tiene que ver con la antigüedad).

un nivel de desagregación mayor, como distinguir profesores de tiempo completo de profesores de tiempo parcial o interino, es una dificultad, pues hay universidades que manejan una sola categoría en tipo de contrato. Por ejemplo, profesor investigador. Hay universidades que manejan categorías como K11: profesor asociado a enseñanza superior, K12, K13, etcétera, que no son códigos que informen si el profesor es de planta o eventual. Por ello se consultaron las páginas de informes oficiales de cada universidad y así obtener el número de profesores de PTC en cada institución. Se consideró la remuneración mensual bruta de todos los trabajadores marcados como profesores, sin distinción de planta o eventual. Así, es necesario resaltar que uno de los aportes de esta investigación es la reunión de información oficial limpia, para trabajar y proporcionar una tabla de información sencilla, resumida en 14 renglones y 10 columnas que puede compartirse en el ámbito académico.

La muestra de este estudio incluyó 14 universidades públicas autónomas: Universidad Autónoma de Aguascalientes (UAA); Universidad Autónoma del Estado de Baja California (UABC); Universidad de Colima (UCOL); Universidad Juárez del Estado de Durango (UJED); Universidad Autónoma del estado de Morelos (UAEM); Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL); Universidad Autónoma de San Luis Potosí (UASLP); Universidad Autónoma de Sinaloa (UAS); Universidad de Sonora (USON); Universidad Autónoma de Tamaulipas (UAT); Universidad Autónoma de Yucatán (UADY); Universidad Autónoma de Zacatecas (UAZ); Universidad Juárez Autónoma de Tabasco (UJAT); Benemérita Universidad Autónoma de Puebla (BUAP); Universidad Veracruzana (UV).

Fue necesario analizar dos índices de desigualdad para comparar los resultados de dos cálculos metodológicos diferentes, con la finalidad de asegurar que la medida de desigualdad salarial arrojara resultados similares y por tanto confiables. También para el análisis de la producción académica, se consideraron variables extra que apoyaran a corroborar que las mediciones son confiables.

2.2 Medición de variables

Las variables utilizadas, siguiendo con las ideas establecidas en el apartado 1, fueron dos: índice de desigualdad salarial y producción científica, cada una de ellas se compone a su vez de alternativas métricas con el fin de darle consistencia al estudio, también se consideraron cuatro variables control. La información se consiguió para el año 2018, que era la que se tenía disponible.

- Para el índice de desigualdad salarial se calcularon dos medidas:
 - Índice de Gini.
 - Índice de Palma.

Ambas son métricas mundialmente aceptadas para medir la desigualdad en una población.

- Para la Producción científica, se obtuvieron o calcularon dos variables:
 - Producción científica en SCOPUS, número de artículos publicados en SCOPUS sobre el total de profesores en nómina.
 - Producción científica en WEB OF SCIENCE, número de artículos publicados en WEB OF SCIENCE sobre el total de profesores en nómina.

Como alternativas propuestas en varios artículos científicos, para la medición de la producción científica véase, por ejemplo, Gordillo-Salazar, Sánchez-Torres, Terrones-Cordero y Cruz-Cruz, 2020.

- Como variables control, se obtuvieron o calcularon cuatro variables:
- Número de profesores SNI sobre el total de profesores en nómina.
 - Número de profesores PRODPEP sobre el total de profesores en nómina.
 - Número de estudiantes de doctorado.
 - Número de programas de posgrado inscritos al Programa Nacional de Posgrados de Calidad (PNPC).

Todas ellas, consideradas como variables de productividad académica en diversos artículos científicos (véase, por ejemplo, Gordillo-Salazar, Sánchez-Torres, Terrones-Cordero y Cruz-Cruz, 2020, y Vázquez, Rodríguez, y González, 2020).

2.1.1 Índice de desigualdad

Se realizó una búsqueda exhaustiva sobre los índices de desigualdad económica utilizados, y se encontró una gran variedad de ellos, como pueden ser: Gini, Atkinson, Hoover, Entropy, Theil y Palma. En este estudio se realizó el cálculo con dos de ellos (Gini y Palma), para poder comparar el comportamiento y verificar que la presencia de desigualdad salarial (desigualdad entre profesores al interior de las universidades) fuera consistente, ya que como se sabe todas las métricas de desigualdad

son perfectibles y no exactas, así que la comparación de éstas permite tener una idea más clara de la realidad de la desigualdad. Todos ellos se basan en la remuneración bruta de los académicos obtenida de manera oficial por la PNT.

2.1.1.1. Índice de Gini

Es la medida de inequidad económica más conocida y lo que mide es la desviación de una serie de datos con respecto a lo que sería una distribución equitativa perfecta, a través de una curva de Lorenz (Naciones Unidas, 2015). Se calculó utilizando la paquetería Ineq (Zeileis, 2014), en R-Project, versión 3.6.0, la cual se basa en la fórmula de Brown:

$$G = |1 - \sum_{k=1}^n (x_{k+1} - x_k) (y_{k+1} + y_k)| \quad (1)$$

Donde:

k: es un contador del número de académicos registrados en nómina PNT a la universidad estudiada.

G: Índice de Gini

x: Proporción acumulada de la variable población

y: Proporción acumulada de la variable remuneración bruta.

2.1.1.2. Índice de Palma

El índice de Palma o Palma Ratio, se basa en la observación empírica de Gabriel Palma, de que los cambios de equidad se puede observar en los extremos: el 10% más rico y el 40% más pobre, porque la población que se encuentra en el medio (entre el quinto y el noveno decil) es relativamente estable (Cobham, Schlogl y Sumner, 2015). En este sentido, el índice de Palma evita la sensibilidad de los que se encuentran en medio y la relativa insensibilidad a los cambios en lo más alto y bajo de la distribución, lo cual es sumamente conveniente para este estudio. La interpretación para el índice de Palma es cuántas veces recibió el 10% de la población más rica el salario del 40% de la población más pobre. Los deciles se calcularon utilizando R-project, versión 3.6.0, la fórmula en la cual se basa es la siguiente:

$$I_{palma} = \frac{Max(ING) - D_9ING}{D_4ING}$$

Donde:

I_{palma} : Índice de Palma

ING: Remuneración bruta de profesores.

D_9ING : Decil 9 de la remuneración bruta de académicos registrados en nómina PNT.

D_4ING : Decil 4 de la remuneración bruta de académicos registrados en nómina PNT.

2.1.2. Producción científica

Inicialmente se consideró un grupo de variables para medir la producción científica en las universidades autónomas, por ejemplo, miembros del Sistema Nacional de Investigadores (SNI), número de académicos con perfil deseable del Programa de Desarrollo del Profesorado (PRODEP), variables contempladas en el índice de SCIMAGO y la producción científica en algún repositorio de confianza como *Scopus* o *Web of Science*.

El índice de SCIMAGO resultó difícil de utilizar en este estudio debido a que no aparecían las 14 universidades para las que teníamos calculado los índices de desigualdad salarial, usarlo significaba reducir aún más el tamaño de muestra. El número de profesores con perfil deseable PRODEP fue obtenido en ocasiones de los informes de labores de las universidades, o de la página de PRODEP, se encontraron discrepancias entre las fuentes por lo que se decidió no considerarla y evitar información confusa para el modelo.

2.1.2.1. Proporción de producción científica en Web of Science

Se utilizó la producción científica en *Web of Science* para 2018. Se dividió el número de artículos publicados entre el número total de académicos reportados en la Plataforma Nacional de Transparencia para las 14 universidades públicas autónomas. Esta proporción se comparó con la proporción de producción científica de *Scopus* con la finalidad de observar la consistencia de éste, se obtuvo una alta correlación de 0.785.

2.1.2.2. Proporción de producción científica en Scopus

Se empleó la producción científica en *Scopus* para 2018. Asimismo, se dividió entre el número total de académicos reportados en la Plataforma Nacional de Transparencia para las 14 universidades públicas autónomas. Esta proporción se comparó con el porcentaje de producción científica en *Web of Science* ($\rho = 0.785$). De acuerdo con este resultado, ambas plataformas muestran casi los mismos datos.

2.1.3. Variables control

Se buscó además información relevante que pudiera servir como variables control: el porcentaje de profesores inscritos al Sistema Nacional de Investigadores, el número de estudiantes inscritos a doctorado por universidad y el número de posgrados inscritos al PNPC y el porcentaje de profesores de tiempo completo del total de académicos

en nómina. Todas estas variables utilizadas como base de la productividad académica (Gordillo-Salazar, Sánchez-Torres, Terrones-Cordero y Cruz-Cruz, 2020) y por lo tanto a la producción científica.

2.1.3.1. Porcentaje de SNI

Se dividió el número de académicos miembros del SNI para el año 2018 tomados de las páginas oficiales de las universidades, entre el número total de académicos registrados en nómina reportados en la Plataforma Nacional de Transparencia para las 14 universidades públicas autónomas.

2.1.3.2. Estudiantes de doctorado

El número de estudiantes de doctorado inscritos por universidad fue obtenido del anuario estadístico 2018-2019 (ANUIES, 2018) de la Asociación Nacional de Universidades e Instituciones de Educación Superior (ANUIES).

2.1.3.3. Posgrado PNPC

El número de posgrados inscritos al PNPC fue obtenido del padrón nacional de posgrados de calidad (Conacyt, 2019).

2.1.3.4. Profesores de tiempo completo (PTC)

Se obtuvo de los informes de labores, indicadores del programa de fortalecimiento institucional, numeralia, balances, e información del desempeño de cada universidad, el total de PTC declarados, posteriormente se dividió este valor entre el número de académicos en nómina.

2.3 Análisis de correlación

Se calculó la matriz de correlaciones de Pearson para las ocho variables: Índice de Gini y Palma, como variables de desigualdad salarial; producción en Scopus y Web of Science, como variables de producción científica; porcentaje de SNI, número de estudiantes de doctorado, número de posgrados inscritos al PNPC, y porcentaje de PTC como posibles variables control. Se observaron detenidamente los gráficos, la distribución y la correlación entre cada una de las variables.

La distribución de las variables muestra un comportamiento no normal, además de la presencia de datos atípicos, razón por la cual se calculó el coeficiente de correlación de Spearman, como una alternativa al coeficiente de Pearson, para medir la asociación de las variables. Se obtuvo además la significancia de estas correlaciones usando para ello la librería `cor.test` de R-Studio.

Con la finalidad de evitar declarar una relación espuria, se calcularon los índices de correlación semiparcial, que mide la fuerza de una relación entre dos variables, mientras se controla una tercera variable, en este caso, se elige de qué variable se quiere eliminar el efecto de la variable control (Hua, Choi & Shi, 2021). Para fines de esta investigación, se controló el efecto de la variable porcentaje de SNI y porcentaje de PTC para la variable índice de Palma y el efecto de número de estudiantes en doctorado y número de programas en el PNPC para la variable Producción científica en Scopus, utilizando la paquetería ppcor en R-Studio (R Core Team, 2020).

Posteriormente se utilizó un análisis de potencia, debido al tamaño de muestra (14 universidades). Este análisis se basa en calcular la probabilidad del error tipo β (no rechazar H_0 , cuando esta es en realidad falsa) y con ello poder calcular la potencia ($1 - \beta$), es decir, la probabilidad de declarar una relación atinadamente⁶. Es importante recordar que, en estadística, el error tipo I o α , ocurre cuando hipótesis nula es verdadera en la realidad, pero se rechaza con los datos que se tienen y, el error tipo II o β , ocurre cuando la hipótesis nula es falsa en la realidad y no se rechaza con los datos que se tienen de muestra. La potencia estadística se calcula con tres datos importantes: el tamaño de muestra (n), el tamaño del error tipo I (α) y el tamaño del efecto (ρ), en el caso de la correlación. Para dicho cálculo se utilizó la librería pwr de R-Studio (R Core Team, 2020).

En términos generales: a mayor muestra, mayor potencia; siempre que se mantenga ρ y α constantes. Incrementar el error tipo I, incrementa también la potencia y cuanto más bajo sea α mas baja será también la potencia, por ello el equilibrio de ambos errores es sumamente importante.

Estimar el tamaño del efecto, que responde a la magnitud de las diferencias encontradas en el estudio, y la potencia estadística, que responde al grado de validez que tienen los hallazgos de la investigación, es importante y constituye cada vez más una exigencia debido a razones éticas y técnicas (Cohen, 1998; Grissom & Kim, 2012; Murphy, Myers & Wolach, 2009; Nickerson, 2000). Citado por Cárdenas y Arancibia, 2014, p. 213

⁶ Para mayor detalle sobre esta metodología consultar, por ejemplo: Quesada y Figuerola (2010) y Cárdenas y Arancibia (2014)

Para finalizar el análisis de correlación se obtuvo el gráfico de dispersión entre el índice de Palma y el porcentaje de publicaciones en Scopus, junto con la estimación de la curva logarítmica que mejor se ajustaba a los datos, con la finalidad de obtener información descriptiva sobre la relación encontrada. Cabe mencionar que dicha curva arrojó una estimación negativa significativa al 95% de confianza (p -valor=0.0434), y se cumplieron los supuestos de normalidad verificados por Shapiro-Wilks (p -valor<0.9982) y el test de Goldfeld-Quant (p -valor<0.7719) para homogeneidad de varianzas.

2.4 Método DEA

Finalmente se utilizó *Data Envelopment Analysis* (DEA), el cual es un método de análisis no paramétrico para determinar la frontera estocástica entre dos conjuntos de variables. El DEA se basa en métodos de programación matemática para estimar la mejor práctica de producción de frontera y a partir de ello evaluar la eficiencia relativa o eficiencia técnica de las diferentes entidades, estas últimas llamadas *Decision Making Units* o DMU's (Bogetoft y Otto, 2011), en español también llamadas unidades de producción.

De acuerdo con Navarro, Gómez y Torres (2016), varios autores han utilizado el DEA para identificar la eficiencia técnica de las universidades, utilizando como *input* el financiamiento y, como *outputs*, variables relacionadas con la enseñanza y la investigación, como puede ser graduados o número de alumnos de licenciatura y posgrado, publicación de artículos en revistas con factor de impacto, número de profesores, número de profesores con doctorado y profesores en el SNI.

Siguiendo la idea mencionada en el párrafo anterior y, con lo ya expuesto en el apartado 1 de este documento, en este trabajo se propone la formulación del DEA, para indagar la eficiencia técnica de las universidades considerando como variables de salida (*output*), porcentaje de artículos en *Scopus* y porcentaje de SNI y como variables de entrada (*input*), la desigualdad económica de la remuneración bruta de los académicos, a través del índice de Palma (como alternativa al financiamiento, ya estudiado por otros autores) y el número de académicos en nómina. Para el análisis DEA se utilizó el paquete rDEA (Simm y Besstremyannaya, 2016) en R-project, versión 3.6.0. (R Core Team, 2020).

El paquete rDEA propone un algoritmo para una estimación robusta de la eficiencia, porque construir la frontera estocástica considerando las

observaciones dadas puede producir un sesgo en los puntajes de eficiencia. Para estimar el sesgo, el algoritmo rDEA obtiene un remuestreo por el método “naïve”, con el cálculo del sesgo, re-escala el resultado de los puntajes de eficiencia, lo cual otorga un resultado más confiable (Besstremyannaya y Simm, 2015).

Existen diversas variantes en el método DEA, la que se utilizó en este trabajo fue la de Rendimientos Variables a escala (VRS por sus siglas en inglés), ya que, se calculó la prueba de hipótesis *rts.test* (Simm & Besstremyannaya, 2016) que contrasta la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala, frente a la hipótesis alternativa de rendimientos variables a escala, el p-valor arrojado es 0.01, lo cual, nos indicó con un 95% de confianza que la hipótesis de rendimientos variables es mejor para el modelo DEA propuesto. Así el modelo se sujetó al siguiente problema de optimización (Simm y Besstremyannaya, 2016)⁷:

$$\min_{\theta_j, \lambda} \theta_j \tag{4}$$

Sujeto a

$$-y_{mj} + \sum_{i=1}^J \lambda_i y_{mi} \geq 0 \quad m = 1, \dots, M$$

$$\theta_{nj} - \sum_{i=1}^J \lambda_i x_{ni} \geq 0 \quad n = 1, \dots, N$$

$$\lambda_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, J$$

Donde:

θ_j : Eficiencia en la unidad j

y_m : Es el *output*

x_n : Es el *input*

λ_i : Multiplicador de convexidad

⁷ Desde el punto de vista teórico, alrededor de la elección de rendimientos constantes o variables en el método DEA, la literatura recurre con frecuencia a Metters, Frei & Vargas (1999), los cuales declaran en el resumen del uso de la técnica DEA que, es mejor usar los modelos de rendimientos variables a escala cuando el tamaño de las DMU's es altamente variable. Siguiendo a Leal y Pérez (2013) "El supuesto de rendimientos constantes de escala implica una visión a largo plazo donde el tamaño de las unidades puede ser modificado" (2013, p.s/n). Dentro de la literatura consultada, autores como Al-Shagea & Battal (2013) utilizan el supuesto de rendimientos variables, para el caso de medir un solo año en la eficiencia de las universidades y por último en el análisis DEA con rendimientos variables, se permite que las DMU's mejoren su eficiencia al ajustar la combinación de recursos utilizados. Se identifica una relación no lineal entre los insumos y los resultados. Que es el caso en este estudio. Por todos estos motivos, partiendo de la idea de medir la eficiencia en un solo año, para un conjunto de unidades cuyas variables de entrada y salida son relativos, se eligió el supuesto de rendimientos variables.

3. Resultados

En la tabla 3, se pueden observar las estadísticas descriptivas para las ocho variables utilizadas. Sobre la desigualdad económica, se observa que el promedio de desigualdad por Palma es de 8.94, es decir, en promedio, en las universidades estudiadas, el 10 % más rico de la población recibió 8.94 veces el ingreso del 40% de la población con menores ingresos, con un mínimo registrado de 3.65 y un máximo de 16.80. En lo referente al índice de Gini, se registra un promedio de 0.43, que indica una desigualdad mediana, con un mínimo registrado de 0.35 y un máximo de 0.59.

En la producción académica, se observa que el número de artículos publicados en SCOPUS y Web of Science, sobre el total de profesores en nómina. presentan cifras muy similares, con un promedio de 12 artículos publicados por académicos en nómina, un mínimo de 4 y un máximo de 38 y 43 respectivamente. El porcentaje de SNI registrados por académicos en nómina refiere cifras muy similares a la producción en repositorios, con un 11% de promedio de SNI, un mínimo de 5% y un máximo de 38%. El número de estudiantes de doctorado es de 341, con una desviación estándar de 25. En el número de programas PNPC la media es 43, con una desviación estándar de 23. Para finalizar el porcentaje de PTC oscilan en un mínimo de 13% y un máximo de 56%, con un promedio de 31% para las universidades estudiadas (ver tabla 3).

Tabla 3
Estadísticas descriptivas por variable

		Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo	Número de casos
Desigualdad económica	Índice de Palma	8.94	4.24	3.65	16.80	14
	Índice de Gini	0.43	0.07	0.35	0.59	14
Producción académica	Artículos en Scopus	12	9	4	38	14
	Artículos en Web of Science	12	10	4	43	14
Variables control	% SNI	11%	9%	5%	38%	14
	Número de estudiantes de doctorado	341	225	109	927	14
	Número de programas PNPC	43	23	8	83	14
	% PTC	31%	13%	13%	56%	14

Fuente: elaboración propia

La figura 1, muestra la matriz de correlación de Spearman, su diagrama de dispersión y su distribución de probabilidad para las ocho variables

estudiadas. Se utilizó la correlación de Spearman, en lugar de Pearson, debido a que las distribuciones probabilísticas no presentan una distribución normal y se notan puntos atípicos. Como se observa, la correlación entre las variables que representan la desigualdad salarial (Palma y Gini) es positiva y significativa al 90% de confianza ($\rho = 0.644$), esto indica que los índices de DS son consistentes y están midiendo aproximadamente el mismo fenómeno.

En lo que respecta a las variables de producción científica (producción en Scopus y Web of Science), la correlación entre ellas es elevada y significativa al 99% de confianza ($\rho = 0.974$), lo que indica que cualquiera de ellas puede ser tomada como representante de la PC, ya que, como se observa en el correlograma la tendencia es claramente una línea recta positiva (ver figura 1).

En la correlación de los índices de desigualdad salarial con las variables de producción científica (ver figura 1), se observan que todas ellas muestran una relación negativa que va desde $\rho = -0.336$, hasta $\rho = -0.604$, en términos generales, esto indica que, las universidades con mayor desigualdad salarial tienden a presentar menor producción científica. La correlación más fuerte y significativa al 90% de confianza se observa entre el índice de Palma y el porcentaje de producción científica en Scopus ($\rho = -0.604$). El análisis de potencia arroja un 77%, esto significa que con un 77% de certeza se rechazó atinadamente la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación es cero, cuando en realidad no era cero. En otras palabras, hay un riesgo de 23% de declarar una correlación, cuando en la realidad no la hay.

Las correlaciones que se destacan entre las variables de DS, PC y control son las siguientes (ver figura 1):

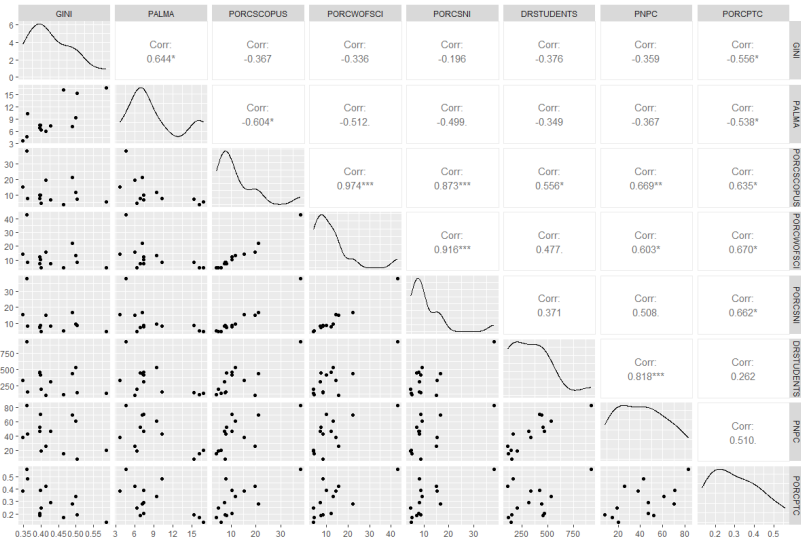
- El porcentaje de SNI se correlaciona significativa y positivamente al 99% de confianza con el porcentaje de producción en Scopus y Web of Science ($\rho = 0.873$ y $\rho = 0.916$, *respectivamente*), en el gráfico de dispersión se observa que hay una relación lineal muy marcada, lo que indica que el porcentaje de SNI está entregando estadísticamente la misma variación que el porcentaje de producción, por ello no es una buena variable de control. Pero, sí que aporta información interesante y lógica acerca de la producción científica.
- El número de estudiantes de doctorado se correlaciona significativa y positivamente al 90% de confianza con el

porcentaje de Scopus ($\rho = 0.556$), en el diagrama de dispersión se presenta un punto atípico (Universidad Autónoma de Nuevo León) y también se correlaciona positiva y significativamente (99% de confianza) con el número de posgrados en PNPC ($\rho = 0.818$), con una tendencia lineal de acuerdo con el diagrama de dispersión y la presencia de un punto atípico.

- El número de posgrados en el PNPC se correlaciona significativa y positivamente con el porcentaje de producción en Scopus y Web of Science ($\rho = 0.669$ y $\rho = 0.603$ respectivamente), ninguna de estas relaciones es claramente lineal por lo que se observa en el diagrama de dispersión. También se correlaciona positiva y significativamente con el porcentaje con posgrados en el PNPC como se menciona en el párrafo anterior.
- El porcentaje de PTC se relaciona negativa y significativamente al 90% de confianza con la desigualdad salarial sea Gini o Palma ($\rho = -0.556$ y $\rho = 0.538$, respectivamente); positiva y significativamente al 90% de confianza con el porcentaje de producción en Scopus, en Web of Science y con el porcentaje de SNI (($\rho = 0.635$ y $\rho = 0.670$ y $\rho = 0.662$, respectivamente), todas ellas relaciones lógicas y esperadas.

Figura 1

Coefficientes de correlación, gráfico de dispersión y distribución probabilística



***, **, * ==> nivel de confianza al 99%, 95%, 90% respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Con esta información se hizo un análisis de correlaciones semiparciales, para medir la relación entre la producción científica en Scopus y la desigualdad salarial, controlado por una tercera variable. Se introducen las variables posgrados en el PNPC y número de estudiantes en doctorado, como variables control para la producción en Scopus y, la variable porcentaje de PTC y porcentaje de SNI, como control para el índice de desigualdad de Palma.

Los resultados se muestran en la tabla 4, como se observa, todas las correlaciones muestran una relación negativa que oscila entre -0.4370 a -0.195, esto indica que, al introducir las variables de control, la relación puede perder fuerza, pero sigue manteniendo la cualidad de ser inversa, en otras palabras, que a medida que la desigualdad salarial disminuye, la producción científica aumenta.

Tabla 4
Correlaciones semiparciales entre el índice de Palma y porcentaje de producción en Scopus

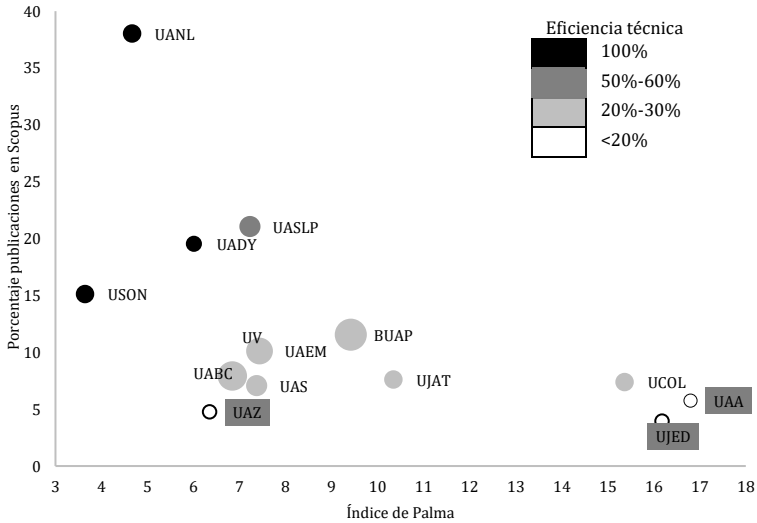
SEMIPARCIALES VARIABLE DE CONTROL	SOBRE PORSCOPUS		SOBRE PALMA	
	DRSTUDENTS	PNPC	PORCSNI	PORCPTC
PALMA y PORSCOPUS	-0.3856	-0.4370	-0.1951	-0.3460

Fuente: elaboración propia

De esta aproximación y considerando 14 universidades públicas autónomas en México, podemos afirmar, con evidencia en estos datos, que para el año 2018 existe una correlación significativa y con una alta potencia (a pesar de ser sólo 14 universidades) que indica que a medida que la desigualdad salarial aumenta, la producción científica disminuye.

Figura 2

Gráfico de dispersión, universidades autónomas mexicanas, 2018



El tamaño del punto indica el número de académicos trabajando en cada Universidad
Fuente: elaboración propia

Como se observa en la figura 2, las universidades con mayor índice de desigualdad de Palma son: la Universidad Autónoma de Aguascalientes (UAA), la Universidad Juárez del Estado de Durango (UJED) y la Universidad de Colima (UCOL); mientras que las universidades con menor desigualdad de Palma son: la Universidad de Sonora (USON), la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL) y la Universidad Autónoma de Yucatán (UADY).

En lo que respecta a la producción científica (ver figura 2), las universidades que muestran una producción más alta (15 artículos o más por académicos en nómina) son: la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), la Universidad Autónoma de San Luis Potosí (UASLP), la Universidad Autónoma de Yucatán (UADY) y la Universidad de Sonora (USON).

Los resultados del método DEA, permiten estimar una eficiencia técnica por universidad, tomando como referencia los datos de la muestra y a las variables Índice de Palma y Número de académicos como variables de entrada (*input*) y Porcentaje de publicaciones en *Scopus* y Porcentaje de SNI como variables de salida (*output*). Lo que se busca con la aplicación del método DEA en este artículo, es establecer esa frontera no lineal y poder con ello identificar aquellas universidades que muestran una mayor

producción de artículos en SCOPUS, en función de la desigualdad de PALMA (la producción científica como función de la desigualdad salarial), para con ello, tener una imagen de la situación presentada en este año en particular y poder posteriormente recurrir a ella, sea para analizar a detalle las prácticas de las universidades que alcanzaron la frontera y aquellas que no, sea también, para hacer el mismo análisis en otra temporalidad, o para mirar las brechas entre ellas, y como hemos explicado ya, iniciar el diálogo sobre el tema. Además de utilizar las relativas ventajas que tiene DEA sobre el análisis de regresión, en el efecto de variables que no se pueden controlar (Meter, Frei & Vargas, 1999).

En este caso como se observa en la tabla 5 y la figura 2, las universidades identificadas como las más eficientes (100%) son: la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), la Universidad de Sonora (USON) y la Universidad Autónoma de Yucatán (UADY); mientras que las universidades menos eficientes (<20%) son la Universidad Autónoma de Zacatecas (UAZ), la Universidad Juárez del Estado de Durango (UJED) y la Universidad Autónoma de Aguascalientes (UAA).

El porcentaje de eficiencia técnica calculado en la tabla 5, muestra que, las universidades más eficientes, reportan un índice de Palma de hasta 6 puntos (UANL, USON, UADY), mientras que las universidades con más altos niveles del índice de Palma (15 o más) registran una eficiencia técnica que no supera el 25% (UAA, UJED y UCOL). Este análisis empírico, permite visualizar y confirmar que, tener altos índices de desigualdad en las remuneraciones brutas de los académicos de las universidades, se relaciona con la eficiencia en la producción de artículos científicos.

Tabla 5
Eficiencia técnica por universidad. Método DEA

Universidad	Eficiencia Técnica	Núm. Acad. en nómina	Índice Palma
UAA	15.1%	2772	16.80
UABC	20.8%	6123	6.84
UCOL	22.6%	2335	15.37
UJED	13.2%	2279	16.18
UAEM	26.6%	3620	7.44
UANL	100.0%	2046	4.67
UASLP	55.4%	3036	7.23
UAS	21.6%	3445	7.38
USON	100.0%	2546	3.65

UADY	100.0%	1834	6.01
UAZ	12.5%	4011	6.35
UJAT	82.4%	2225	10.35
BUAP	30.3%	6615	9.42
UV	26.5%	5245	7.43

Fuente: elaboración propia

4. Discusión

Los resultados obtenidos se relacionan con los objetivos planteados, ya que, a través de análisis de correlación, análisis de potencia y correlación semiparcial, se logró encontrar una asociación negativa entre la producción de artículos científicos y la desigualdad de la remuneración salarial bruta de académicos dentro de las universidades autónomas mexicanas, similar al que proponen Roth y McAndrew (2018) para universidades en Estados Unidos. Existen muchas variables que explican la producción científica en dichas organizaciones, este documento se enfocó en el papel que tiene la dispersión salarial en un conjunto de 14 universidades públicas autónomas mexicanas. La brecha de conocimiento que se encontró inicialmente fue que no había estudios que estimaran el efecto de la desigualdad salarial sobre la producción científica de las universidades autónomas mexicanas, en ese sentido, este documento cubre dicha brecha.

Los resultados obtenidos muestran que existe una asociación negativa entre el índice de Palma y la producción de artículos *Scopus* o *Web of Science*, directamente vinculada con nuestra hipótesis: la desigualdad salarial se relaciona negativa y significativamente con la producción de artículos científicos, en las universidades autónomas mexicanas. Además, se calcularon las correlaciones semiparciales con variables control y en todas se mantuvo la asociación negativa, el análisis de potencia reporta una confianza alta a pesar del tamaño de muestra (14 universidades). Cabe resaltar que, el aporte principal en este sentido no es el modelo matemático, sino el uso de técnicas replicables y el hallazgo que esto implica.

Los resultados obtenidos en este texto son inéditos, debido a que en la literatura previa no se identificaron artículos que estimen la relación entre desigualdad salarial y producción científica en universidades mexicanas. Lo anterior debido a que, fue recientemente, cuando a través de la política de transparencia, se pudo conocer la remuneración bruta de los académicos dentro de las universidades autónomas mexicanas. Al no contar con estudios previos que hubieran estimado la relación anterior, se partió de estudios a nivel macro, que realizan estimaciones a nivel de país

o conjunto de países, y que utilizan al índice de Gini como medida de desigualdad y al crecimiento económico como medida de producción. Además de la gran labor que implica obtener datos confiables para realizar el estudio, ya que una cosa es que la información esté disponible y otra distinta es que la información sea de calidad, así que gran parte del aporte en este sentido es haber limpiado y sistematizado dicha información, para generar una tabla de datos que puede compartirse para futuros estudios.

En términos generales, los resultados obtenidos se relacionan con los de Banerjee y Duflo (2003), Castelló (2010), Ostry, Berg y Tsangarides (2014) y Aiyar y Ebeke (2019), debido a que dichos autores encuentran una relación negativa entre las variables de estudio. Aunque este texto y los anteriores difieren en relación al objeto de estudio (universidades y países), las conclusiones terminan siendo las mismas: en grupos de individuos (o sociedades) con altos niveles de desigualdad salarial, se generan efectos negativos en la producción científica (producción agregada), lo cual está fundamentado teóricamente en la idea de Stiglitz (2012) de que en sociedades muy desiguales, los individuos tienden a percibir el sistema como injusto y no meritocrático, y ante eso reducen su esfuerzo en las actividades que realizan. Algunos de los estudios anteriores muestran que la relación se torna negativa en países con un PIB per cápita bajo, mientras que en países con una alta renta per cápita la relación es positiva. En el caso de las universidades de estudio, se encuentran en un país con PIB per cápita que no es alto, por lo que la relación negativa encontrada va en el mismo sentido que los estudios previos.

La principal limitación de esta investigación es que sólo se utilizó un año (2018) para estimar la relación entre desigualdad salarial y producción científica en las universidades autónomas mexicanas. Con más años se hubiera podido incluir el efecto del tiempo en la relación entre las variables anteriores a través de un modelo de datos panel. A pesar de esto, consideramos que los resultados obtenidos aportan al estado del conocimiento, aun cuando se trate de un estudio de corte transversal. Por otro lado, se incluyeron 14 universidades públicas autónomas, que, aunque representa el 30% de las universidades autónomas mexicanas (que son las que están obligadas a informar sobre sueldos y salarios), no incluyen el total de universidades mexicanas por las razones ya mencionadas. Es importante señalar que las debilidades del texto están relacionadas con la disponibilidad de datos, debido a que fue

recientemente cuando se pudo conocer, vía transparencia, la remuneración bruta de los académicos de las universidades mexicanas.

Otra forma de entender los resultados obtenidos es desde la óptica de los funcionarios de las universidades. Si las autoridades universitarias desean que aumente la producción científica, es necesario que implementen medidas para reducir la desigualdad salarial, enfocadas a que los profesores que se encuentran en los primeros deciles de ingresos pueden obtener apoyos monetarios que les permitan invertir en sí mismos para aumentar su capital humano. Por otro lado, se debería apoyar a profesores con una reducción de horas frente a grupo, con el objetivo de que dediquen más tiempo a la investigación. Las medidas anteriores deberían ser temporales y condicionadas a objetivos específicos, tales como: publicación de artículos *Web of Science*, *Scopus* e ingreso al Sistema Nacional de Investigadores. Adicionalmente, las universidades deberían generar las condiciones para que hubiera un sistema más justo, en donde los profesores de los primeros deciles se sintieran motivados a trabajar.

En esta indagación se utilizaron variables control tales como: proporción de profesores SNI con respecto a los profesores en nómina; proporción de PTC con respecto a los profesores en nómina; número de estudiantes de doctorado y; número de programas de posgrado inscritos al Programa Nacional de Posgrados de Calidad (PNPC). A partir de los resultados obtenidos en este documento se podría profundizar en la investigación, a través de la incorporación de más años para la estimación cuantitativa.

Finalmente, este texto presenta por primera vez la relación que tiene la desigualdad salarial en la producción científica de las universidades mexicanas con información comprensible. Hasta hoy, no se habían hecho estudios en las universidades autónomas mexicanas sobre la asociación que tiene la disparidad en el ingreso en la PC. En ese sentido, el contenido de este artículo llena una brecha de conocimiento que no había sido cubierta por la falta de datos para estimar la relación, además contribuye como insumo al diseño de políticas dentro de las universidades que busquen incrementar la producción científica.

Referencias

- [1] Aiyar, S. & C. Ebeke (2019). *Inequality of Opportunity, Inequality of Income and Economic Growth*, IMF, Working Paper No. 19/34. Recuperado de <https://ssrn.com/abstract=3367419>
- [2] Allison, P. D. & J. A. Stewart (1974). Productivity Differences Among Scientists: Evidence for Accumulative Advantage. *American Sociological Review*, 39

- (4), 596-606. Published by: American Sociological Association Stable. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2094424>
- [3] Al-Shagea, A.S. and A. H. Battal (2013). Evaluating the efficiency of faculties in Qassim University using data envelopment analysis. *Journal of business administration and education*, V. 4, No.2, p.132-138. Recuperado de <http://infinitypress.info/index.php/jbae/article/view/427>
- [4] Asociación Nacional de Universidades e Instituciones de Educación Superior (ANUIES) (2018). Anuarios estadísticos de educación superior, ciclo escolar 2018-2019. Recuperado de <http://www.anui.es.mx/informacion-y-servicios/informacion-estadistica-de-educacion-superior/anuario-estadistico-de-educacion-superior>
- [5] Banerjee, A. & E. Duflo (2003). Inequality and Growth: What Can the Data Say? *Journal of Economic Growth*, 8(3), 267-299. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1026205114860>
- [6] Besstremyannaya, G. & J. Simm (2015). *Robust non-parametric estimation of cost efficiency with an application to banking industry*, Working paper. Center for Economic and Financial Research at Economic School (CEFIR). Recuperado de <https://www.nes.ru/files/Preprints-resh/WP217.pdf>.
- [7] Bogetoft, P. y L. Otto (2011). *Bechmarking wuth DEA, SFA and R*. International Series in Operation Research Management Science. New York: Springer. DOI: https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7961-2_1
- [8] Cárdenas, M. y Arancibia, M. (2014). Potencia estadística y cálculo del tamaño del efecto en g*power: Complementos a las pruebas de significación estadística y su aplicación en psicología. *Salud & Sociedad*, 5(2),210-224. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=439742475006S>
- [9] Castelló-Climent, A. J. (2010). Inequality and growth in advanced economies: an empirical investigation. *Journal of Economic Inequality*, 8(3), 293-321. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10888-010-9133-4>
- [10] Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., & Zucman, G. (Eds.). (2022). *World inequality report 2022*. Harvard University Press.
- [11] Cingano, F. (2014). *Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth, OECD Social, Employment and Migration*, Working Papers, No. 163, OECD Publishing, Paris. DOI: <https://doi.org/10.1787/5jxrjncwvxv6j-en>
- [12] Cobham, A. L. Schlogl & A. Sumner (2015). *Inequality and the Tails: The Palma Proposition and Ratio Revisited*, Department of Economic and Social Affairs, DESA Working Paper No. 143 ST/ESA/2015/DWP/143, 1-18. Recuperado de https://www.un.org/esa/desa/papers/2015/wp143_2015.pdf
- [13] Conacyt (2019). Padrón Nacional de Posgrados de Calidad. Recuperado de <http://svrtmp.main.conacyt.mx/ConsultasPNPC/datos-abiertos-pnpc.php>
- [14] De Ferranti, D. M. (Ed.). (2004). *Inequality in Latin America: breaking with history?*. World Bank Publications.

- [15] Dundar, H. & D.R. Lewis (1998). Determinants of Research Productivity in Higher Education. *Research in higher education*, 39(6), 607-631. URL: <https://link.springer.com/article/10.1023/A:1018705823763>
- [16] Gasparini, L., & Lustig, N. (2011). The rise and fall of income inequality in Latin America, en José Antonio Ocampo, and Jaime Ros (eds), *The Oxford Handbook of Latin American Economics*. DOI: <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199571048.013.0027>
- [17] Gonzalez-Brambilia, C. & F. Veloso (2007). *The Determinants of Research Productivity: A Study of Mexican Researchers*. URL: <http://repository.cmu.edu/epp>
- [18] Gordillo-Salazar, J., Sánchez-Torres, Y., Terrones-Cordero, A., & Cruz-Cruz, M. (2020). La productividad académica en las instituciones de educación superior en México: de la teoría a la práctica. *Propósitos y Representaciones*, 8(3), e441. DOI: <http://dx.doi.org/10.20511/pyr2020.v8n3.441>
- [19] Halfman, W. & L. Leydesdorff (2010). Is Inequality Among Universities Increasing? Gini Coefficients and the Elusive Rise of Elite Universities. *Minerva* 48, 55-72. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11024-010-9141-3><https://link.springer.com/article/10.1007/s11024-010-9141-3>
- [20] Hua, Choi & Shi (2021). Advantage regression methods. Recuperado de https://bookdown.org/chua/ber642_advanced_regression/
- [21] Leal y Pérez (2013). El uso de la metodología DEA (Data Envelopment Analysis) para la evaluación del impacto de las TIC en la productividad del sector hotelero. *Via Tourism Review*. No. 3. <https://doi.org/10.4000/viatourism.996>
- [22] Méndez Sayago, J. A. & L. Vera Azaf (2015). Salarios, incentivos y producción intelectual docente en la universidad pública en Colombia. *Apuntes del CENES*, 34(60), 95-130. URL: <http://www.scielo.org.co/pdf/cenes/v34n60/v34n60a04.pdf>
- [23] Metters, R., Frei, F. & Vargas, V. (1999). Measurement of multiple sites in service firms with Data Envelopment Analysis. *Production and operations management*, V.8, No. 3, p. 264-281. <https://faculty.kfupm.edu.sa/MGM/tagi/ijop.1999.8.3.pdf>
- [24] Naciones Unidas (2015). Inequality measure. Development Issues No. 2. Department of Economic and Social Affairs. Economic Analysis. Development Strategies & Policies, Development Issues Series. URL: <https://www.un.org/development/desa/dpad/publication/no-2-inequality-measurement/>
- [25] Navarro, Gómez y Torres (2016). Las universidades en México: una medida de su eficiencia a través del análisis de la envolvente de datos con Bootstrap. Recuperado de <https://www.scielo.org.mx/pdf/au/v26n6/2007-9621-au-26-06-00060.pdf>
- [26] Ostry J., A. Berg & C. Tsangarides (2014). *Redistribution, Inequality, and Growth*, Staff Discussion Note 14/2, IMF. URL: <https://www.imf.org/en/Publications/Staff-Discussion-Notes/Issues/2016/12/31/Redistribution-Inequality-and-Growth-41291>

- [27] Plataforma Nacional de Transparencia (PNT) (2019). Salarios de los profesores universitarios de las universidades autónomas estatales. URL: <https://www.plataformadetransparencia.org.mx/web/guest/inicio>
- [28] Quesada, J. y Figuerola, J. (2010). Potencia de una prueba estadística: aplicación e interpretación en ecología del comportamiento. *Boletín de la Sociedad Española de Etología* ISSN 1135-6588, No. 22 págs. 19-37.
- [29] R Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Recuperado de <https://www.R-project.org/>.
- [30] Reyes Fong, T., Nande Vázquez, E., & Hernández Ruiz, L. (2020). Factores determinantes de la productividad en las universidades públicas mexicanas. *Revista LIDER*, 22(36), 89-103. DOI: <http://dx.doi.org/10.32735/S0719-52652020364>
- [31] Rojas, M., H. Angulo y I. Velázquez (2000). *Rentabilidad de la Inversión en Capital Humano en México*, (Vol. IX). México: Economía Mexicana, Nueva Época.
- [32] Roth, Garrett M. and McAndrew, William P. (2018). To each according to their ability? Academic ranking and salary inequality across public colleges and universities. [¿A cada uno según su capacidad? Clasificación académica y desigualdad salarial en colegios y universidades públicas]. *APPLIED ECONOMICS LETTERS*, VOL. 25, NO. 1, 34-37. DOI: <https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1290783>
- [33] Sagarra, M., C. Mar-Molinero & T. Agasisti (2017). Exploring the efficiency of Mexican universities: Integrating data envelopment analysis and multidimensional scaling. *Omega*, 67, 123-133. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0305048316301530>
- [34] Schneider, B. (2009). Hierarchical Market Economies and Varieties of Capitalism in Latin America. *Journal of Latin American Studies*, 41(3), 553-575. Published online by Cambridge University Press. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0022216X09990186>
- [35] SCIMAGO (2020). Scimago Journal & Country Rank. URL: <https://www.scimagojr.com/>
- [36] Secretaría de Educación Pública (SEP) (2017). Segundo Trimestre 2017. 511 Universidades Autónomas Estatales. URL: https://www.sep.gob.mx/es/sep1/511_Universidades_Autonomas_Estatales
- [37] Simm, J. & G. Besstreymannaya (2016). rDEA: Robust Data Envelopment Analysis (DEA) for R. R. Package version 1.2-5. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=rDEA>
- [38] Stiglitz, J. (2012). *The Price Of Inequality: How today's divided society endangers our future*. New York: W. W. Norton & Company.
- [39] Tang, C. F. (2010). *A note on the non-linear wages-productivity nexus for Malaysia*. URL: <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/24355/>

- [40] Vázquez, A., Rodríguez, E., y González, M. (2020). Determinando la eficiencia en docencia e investigación en las universidades mexicanas. *Revista de la Educación Superior*, Vol. 49, 57-79. <https://doi.org/10.36857/resu.2020.196.1407>
- [41] Yeverino Juárez, J. A. y M. A. Montoro Sánchez (2019). Efficiency and productivity in transfer units of scientific research results in Mexico. *Contad. Adm [online]*, vol.64, n.3, e105. Epub 16-Jun-2020. DOI: <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2019.1421>.
- [42] Zeileis A. (2014). *ineq: Measuring Inequality, Concentration, and Poverty*. R package version 0.2-13. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=ineq>.

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen cuarenta y dos, número dos, se terminó de imprimir el primero de julio del año dos mil veintitres en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.
El tiraje consta de 30 ejemplares.

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

Instrucciones para autores:

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

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

Author guidelines:

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

ENSAYOS
Revista de Economía