

IMPACTO DE LA CONFIANZA EMPRESARIAL EN LA DEMANDA DE CREDITO EN PERU: UN ENFOQUE ARDL

IMPACT OF BUSINESS CONFIDENCE ON CREDIT DEMAND IN PERU: AN ARDL APPROACH

LUISA FERNANDA AMES*

Programa de Maestría en economía, Pontificia Universidad Católica del Perú

ELVIS APARCO**

Programa de Maestría en economía, Universidad Nacional Mayor de San Marcos

JUAN CARLOS AMES***

Programa de Maestría en economía, Pontificia Universidad Católica del Perú

Resumen

El objetivo del presente artículo es verificar que en la estimación de la función de demanda de crédito del sector privado no solo son relevantes las tradicionales variables macroeconómicas, sino que también son relevantes las expectativas, en ese contexto, se verifica la importancia del índice de confianza empresarial como un determinante de la demanda de crédito al sector privado en Perú. El estudio identifica una relación de cointegración entre la demanda de crédito a empresas, producto bruto interno, tasa de interés y el índice de confianza empresarial entre el primer trimestre de 2003 y el cuarto trimestre de 2020, empleándose para ello un Modelo

* Programa de Maestría en Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú, Av. Universitaria s/n, Lima, Perú. E-mail: lamessantillan@gmail.com

** Analista Económico, Dirección de Riesgos Fiscales, Ministerio de Economía y Finanzas, Jr. Junín 319, Lima, Perú. E-mail: elvis.aparco@unmsm.edu.pe

*** Analista Senior Regulatorio Financiero, Gerencia de Regulación y Estudios Económicos, Organismo Supervisor de la Inversión en Infraestructura de Transporte de Uso Público – OSITRAN, Calle Los Negocios 182 – Surquillo, Lima, Perú. E-mail: juan.ames@pucp.edu.pe

Autorregresivo con Retardos Distribuidos (ARDL). Se verifica la relevancia de la confianza empresarial como una variable para estimar la demanda de crédito a empresas.

Palabras clave: *Cointegración, índice de confianza empresarial, modelo ARDL.*

Clasificación JEL: *C58, E41, G02.*

Abstract

The objective of this article is to verify that in estimating demand of credit to enterprises not only are relevant traditional macroeconomic variables, but also are relevant expectations. In this context is verified the importance of business confidence index as a determinant of credit demand to the enterprises in Peru. The study identifies one cointegrating relationship between demand of credit to enterprises, gross domestic product, interest rate and business confidence index between first quarter 2003 and third quarter 2020, using an Autoregressive Distributed-Lagged Model (ARDL). It is verified that business confidence index is a relevant variable to estimate a credit demand to enterprises.

Keywords: *Cointegration, business confidence index, ARDL model.*

JEL Classification: *C58, E41, G02.*

1. INTRODUCCION

La estimación de la función de demanda de crédito a empresas ha sido materia de estudio en la literatura económica, siendo relevante su empleo para la toma de decisiones de regulación y de mercado. Tradicionalmente, la función de demanda de crédito a empresas ha sido estimada en función del producto bruto interno y la tasa de interés; el presente trabajo explora lo que ocurre con dicha función cuando a esta se le incorpora una variable de expectativas, medida por medio del índice de confianza empresarial, tratando con ello de incorporar una variable que proporcione información acerca de un componente social o psicológico que represente las percepciones en la economía por parte de las empresas, con la finalidad de obtener una estimación de la demanda de crédito a empresas con una mayor capacidad explicativa.

Keynes (1936) presenta el concepto de *estado de la confianza*, indicando que dicho concepto tiene relevante importancia por su influencia en la curva de eficiencia marginal del capital. Keynes señala que tanto la eficiencia marginal del capital

como el estado de la confianza no son dos factores separados que afectan la tasa de inversión, sino que ambos permiten estimar la curva de demanda de inversión. Asimismo, menciona que el programa de gobierno puede, mediante los efectos de la confianza, modificar las preferencias de los niveles de liquidez y de la eficiencia marginal del capital; no obstante –menciona–, a pesar de considerar que el estado de la confianza es relevante, lo excluye de su análisis, al considerar el supuesto que tanto la tasa de interés como los rendimientos probables de las inversiones se sobreponen rápidamente a los efectos del estado de la confianza.

A la fecha, estudios recientes para estimar los fundamentos de la inversión privada han incorporado a la confianza empresarial como una variable de expectativas de significativo poder explicativo de la inversión. Para el caso peruano, Arenas y Morales (2013), Rojas-Triana, Parra-Mariño y Gutiérrez-Ayala (2020) para el caso colombiano y de América Central, Janada y Teodoru (2020) estudian la importancia de la confianza empresarial para explicar el comportamiento de la inversión privada. En la misma línea, Khan y Upadhayaya (2019), para la economía americana, encuentran que la confianza empresarial tiene capacidad predictiva para estimar el crecimiento de la inversión.

En ese sentido, el presente estudio se ha propuesto incorporar la confianza empresarial como una variable explicativa relevante en la estimación de la demanda de crédito a empresas. Se espera que la confianza empresarial tenga en la demanda de crédito a empresas el mismo nivel de relevancia que lo viene teniendo en la inversión. Así, el concepto de “espíritus animales” de Keynes (1936), por el que la inversión es explicada no solo por sus variables fundamentales, sino también por variables de expectativas, es extensible a la demanda de crédito, postulándose que esta no solo depende de sus variables fundamentales (PBI y la tasa de interés), sino también de una variable de expectativas como lo es la confianza empresarial. Respecto de la importancia de esta variable en la demanda de crédito, Sánchez (1985) señala que durante etapas de *boom* económico se presenta un aumento de la cantidad de inversión, que es financiada principalmente con deuda debido al excesivo estado de confianza, lo que conlleva a que el crédito y la emisión de títulos de deuda aumenten considerablemente.

Belke y Polleit (2010), acerca de la demanda de crédito, señalan que un aspecto adicional al nivel de actividad y tasa de interés como variables explicativas, serían las expectativas de altos niveles de actividad y productividad, los que pueden conllevar que un gran número de proyectos se conviertan en rentables, ello llevaría a una alta demanda de crédito para financiarlos.

A la fecha existen estudios que analizan el impacto de los indicadores de confianza en variables macroeconómicas reales como el Producto Bruto Interno (PBI), la inversión y el consumo, los resultados encontrados han sido mixtos. En el caso peruano, no existen estudios que hayan explorado el impacto de indicadores de confianza en agregados monetarios, específicamente en la demanda de crédito.

Si bien existe evidencia empírica que los agentes económicos se endeudan más cuando el nivel de producción real aumenta o el costo de financiamiento disminuye, habría un efecto contrario si hubiese una disminución de la confianza empresarial, siendo estos los efectos que se pretenden medir para el caso de la economía peruana.

La estrategia empleada en el presente estudio consiste en estimar un modelo de cointegración en la función de demanda de crédito a empresas, empleando un Modelo Autorregresivo con Retardos Distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés), siendo las series de tiempo evaluadas: la demanda de crédito a empresas, el PBI, la tasa de interés real y el índice de confianza empresarial.

La estructura de este artículo es como sigue. Luego de la introducción, en la sección dos se revisa la literatura relevante. La sección tres realiza una descripción de los datos empleados. La sección cuatro muestra la metodología a ser utilizada en el presente trabajo. En la quinta sección se muestran los principales resultados y, finalmente, en la sexta sección se señalan las principales conclusiones a las que arriba el documento.

2. REVISION DE LA LITERATURA

La estimación de la demanda de crédito a empresas ha sido abordada en diversos estudios, básicamente la estimación econométrica ha considerado una relación entre la demanda de crédito, el nivel de actividad de la economía y el costo de financiamiento; así, Belke y Pollet (2010) señalan que al formular modelos de demanda de crédito muchos modelos incluyen una variable de actividad económica (como el PBI), y costos de financiamiento (Tasas de Interés de Mercado o Tasas de Crédito Interbancario), como sus más importantes determinantes. Asimismo, señalan que no parece haber consenso en cómo el nivel de actividad económica afecta la demanda de crédito. En ese sentido, algunos resultados empíricos identifican una relación positiva entre ambas variables, basados en la noción que el crecimiento económico tendría un efecto positivo en el ingreso y utilidades; de acuerdo con este argumento, las firmas que hacen utilidades habilitan a los agentes privados para soportar altos niveles de endeudamiento y consecuentemente financiar el consumo y la inversión mediante el crédito.

En esa línea, Catão (1997) estima una función de demanda de crédito para Argentina con la finalidad de analizar si el crédito bancario, luego de la crisis mexicana, está restringida por la oferta o la demanda. Como parte de su análisis estimó una función de demanda de crédito para el periodo 1991-1996, considerando como variables: la demanda de crédito bancario, el PBI nominal y la tasa de interés, encontrando que la demanda de crédito depende de manera directa del PBI nominal y de manera indirecta de la tasa de interés; el análisis se efectuó en primeras diferencias aplicando Mínimos Cuadrados Ordinarios.

La demanda de crédito también ha sido abordada empleando el enfoque de cointegración de Johansen. Por ejemplo, Calza, Gartner y Sousa (2001) estudian los determinantes del crédito al sector privado en la Eurozona, habiéndose identificado

una relación de cointegración vinculada a los préstamos reales, PBI y tasas de interés, evidenciando que en el largo plazo los préstamos reales están positivamente relacionados al PBI y negativamente relacionados a las tasas de interés en el corto y largo plazo.

En la misma línea, Fritzer y Reiss (2008) realizan un análisis econométrico de los determinantes del nivel agregado del sector de crédito de consumo en Austria, con data trimestral en el periodo 1981-2006, encontrando que las series de tiempo PBI, tasa de interés e inflación son integradas de orden 1, encontrando evidencia débil en favor de la cointegración de dichas variables aun cuando los signos de la ecuación de demanda de crédito son los esperados: positivo para el PBI, negativo para la tasa de interés y positivo para la inflación.

Plazil, Radkovský y Rezabek (2013) realizan un estudio para caracterizar los efectos de la oferta y demanda en los préstamos bancarios a corporaciones no financieras para la República Checa, los resultados obtenidos mostraron que los bancos restringieron los créditos cuando se inició la crisis financiera; para testear su hipótesis emplearon un modelo de corrección de errores, empleando datos trimestrales del primer trimestre de 2002 al tercer trimestre de 2012. Encontraron una relación de cointegración entre el crédito bancario a empresas no financieras, PBI, tasa de interés de la política monetaria, la ratio de la cartera cercana a incumplimiento y la ratio de incumplimiento, siendo los signos de los coeficientes consistentes con la teoría económica.

En el caso peruano, Carrera (2010) analiza la evidencia y el mecanismo de transmisión del canal del préstamo bancario en Perú, como parte de su análisis emplea un modelo en donde la demanda de crédito bancario depende de las tasas de interés, PBI y del nivel de precios, su estimación econométrica emplea el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) para estimar el mecanismo de transmisión, para el periodo 2001-2010.

Un aspecto relevante señalado por Belke y Pollet (2010) es que también debería esperarse que las expectativas de altos niveles de actividad económica y productividad podrían hacer que un mayor número de proyectos se hagan más rentables, lo que conllevaría a una alta demanda de crédito para financiarlos. Lo señalado por dichos autores permite inferir que una variable relevante para la estimación de la demanda de crédito está conformada por las expectativas de los agentes económicos.

La incorporación de una variable de expectativas como la confianza empresarial, ha sido considerada por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) para evaluar sus efectos en la inversión. Así, el BCRP (2016), en su Reporte de Inflación de diciembre de 2016, analiza los efectos de los cambios en la confianza empresarial en la inversión, construyendo un modelo de Vectores Autorregresivos Estructural (SVAR, por sus siglas en inglés), asimismo, muestra que existe una alta correlación positiva entre la tasa de crecimiento del PBI y la confianza empresarial. El Reporte señalado precisa que, si bien el índice de confianza empresarial está influenciado por el entorno externo e interno, también recoge otros elementos del estado de la economía que no son observables directamente. Así, de las estimaciones empíricas

efectuadas se concluye que realizar acciones que mejoren la confianza empresarial (seguridad del escenario futuro de la economía y estabilidad macroeconómica) tiene efectos positivos en la inversión.

Existe escasa literatura que evidencie los efectos de incorporar la confianza en la estimación de la demanda de crédito, uno de estos trabajos es el desarrollado por Higgs y Worthington (2014), quienes realizan una modelación econométrica de los precios y elasticidades de los préstamos de la banca minorista en Australia, empleando series de tiempo trimestrales de diferente orden de integración, empleando un modelo ARDL para estimar la demanda de crédito de cuatro submercados: i) Arrendamientos de inmuebles ocupados (1985-2010), ii) Préstamos a plazo (1988-2010), iii) Préstamos para inmuebles y consolidación de deudas (1990-2010) y iv) Préstamos de margen (2000-2010). Como variables explicativas de la demanda de crédito, adicional a la tasa de interés de los préstamos y el ingreso anual, incluyen índices de sentimiento del consumidor y otras variables macro y microeconómicas. Se verificó relaciones de cointegración para todos los mercados evaluados a excepción del mercado de préstamo de inmuebles; asimismo, se verifica que los signos son los esperados de acuerdo con la teoría económica, en el caso del sentimiento del consumidor, se obtiene que este se relaciona positivamente con la demanda de préstamos, sin embargo, su signo no es estadísticamente significativo.

3. DISCUSION DE LOS DATOS

La estimación de la función de demanda de crédito a empresas se efectuará empleando series de tiempo con periodicidad trimestral entre el primer trimestre de 2003 y el cuarto trimestre de 2020.

La demanda de crédito a empresas se estima con la variable proxy crédito de las sociedades de depósito al sector privado, en específico a empresas, medido en millones de soles constantes con año base 2007, la variable es considerada en logaritmos; el nivel de actividad de la economía se estima con la variable proxy PBI en millones de soles constantes con año base 2007, la variable es considerada en logaritmos; el costo de financiamiento es considerado con la variable proxy tasa de interés activa en moneda nacional en términos reales, y las expectativas de la economía son consideradas con la variable proxy índice de confianza empresarial. Además, luego de un análisis de estacionalidad de las cuatro series de tiempo, se concluyó que solamente la serie de tiempo del PBI real requirió ser desestacionalizada (ver Anexo para mayor detalle).

Respecto del índice de confianza empresarial, es necesario señalar que es un indicador que se construye a partir de las expectativas de las empresas, en relación con la situación económica en los próximos 3 meses, esta información es recogida de la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas que todos los meses realiza el Banco Central de Reserva del Perú, se considera la diferencia entre la proporción

de respuestas positivas y negativas, sumándole 1 y multiplicándolo por 50, de esta manera, este último valor reporta una situación neutra, un valor mayor a 50 implica que el porcentaje de quienes esperan una mejor situación excede al de los que esperan una peor y viceversa. La Tabla 1 muestra un resumen de las variables utilizadas, en tanto la Tabla 2 muestra los principales estadísticos de estas variables.

TABLA 1
DESCRIPCION DE VARIABLES

Variable	Período	Descripción	Fuente
credre	2003Q1-2020Q4	Crédito a empresas, en millones de soles de 2007	BCRP
pbir_sa	2003Q1-2020Q4	Producto Bruto Interno real, en millones de soles de 2007 – desestacionalizado	BCRP
tamnr	2003Q1-2020Q4	Tasa activa real en moneda nacional	BCRP
ice	2003Q1-2020Q4	Índice de confianza empresarial	BCRP

Fuente: INEI: Instituto Nacional de Estadística e Informática.

TABLA 2
ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS

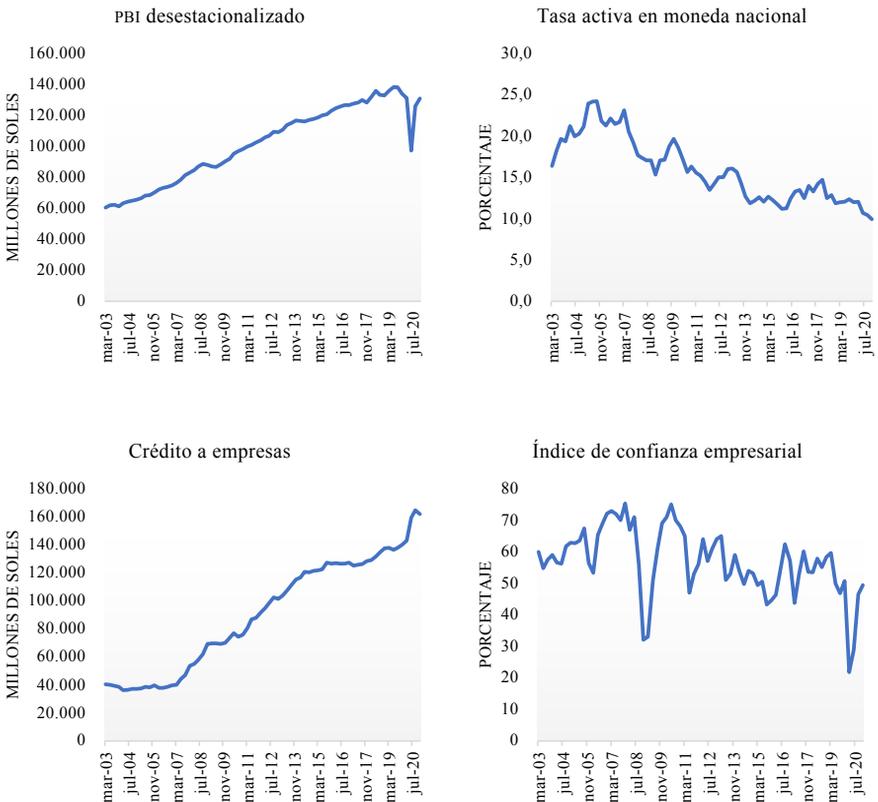
Variable	Unidad medida	Nº de Obs.	Máximo	Mínimo	Media	Mediana	Dev. Estándar
credre	en millones de soles	72	164 669	36 232	90 366	93 194	39 838
pbir_sa	en millones de soles	72	138 222	60 469	101 371	103 122	24 603
tamnr	porcentaje	72	24,21	9,93	15,92	15,29	3,82
ice	porcentaje	72	75,34	21,81	56,89	56,76	10,56

Fuente: Elaboración propia.

Las Figuras 1 y 2 muestran el comportamiento de las series de tiempo del estudio en el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2003 y cuarto trimestre de 2020, se aprecia la tendencia creciente de las series *pbir_sa* (PBI real desestacionalizado) y *credre* (crédito a empresas), en el caso de la serie *pbir_sa* se muestra la fuerte caída que tuvo durante el primer y segundo trimestre de 2020 y su recuperación en el tercer y cuarto trimestre de dicho año, en el caso del *credre* se puede apreciar el aumento significativo del crédito a empresas en el segundo y tercer trimestre, y una posterior disminución en el cuarto trimestre; es necesario indicar que el aumento del crédito a empresas está vinculado a la intervención del gobierno mediante su programa *Reactiva Perú*, destinado a sostener la cadena de

FIGURA 1

DATOS DE SERIES DE TIEMPO UTILIZADOS



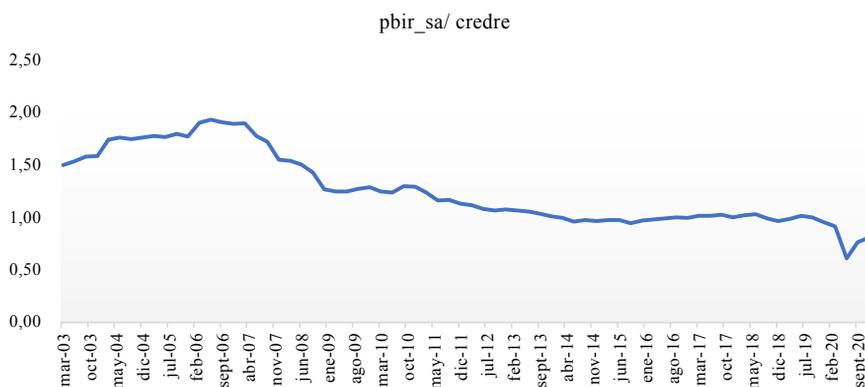
Fuente: BCRP, elaboración propia.

pagos de la economía y evitar una mayor contracción del producto, para ello, de acuerdo con lo indicado por el BCRP (2020), se otorgaron créditos con garantía del Estado peruano por un monto aproximado de 58 mil millones de soles, se aprecia que dicha medida se condice con la recuperación de los niveles de PBI. Si bien no se han recuperado los niveles del PBI prepandemia COVID 19, se reconoce una muy significativa recuperación.

En el caso de la tasa de interés activa en moneda nacional en términos reales (*tamnr*), se evalúa una tendencia decreciente en el periodo de evaluación, esta es explicada, entre otros factores, a que la deuda pública peruana ha alcanzado el grado

FIGURA 2

RELACION PBI DESESTACIONALIZADO Y EL CREDITO A EMPRESAS



Fuente: BCRP, elaboración propia.

de inversión obteniendo progresos en mejorar su calificación crediticia. Asimismo, en el periodo comprendido entre el segundo y cuarto trimestre de 2020 se aprecia también una tendencia decreciente de la *tamnr* alcanzando mínimos históricos en el cuarto trimestre de 2020, lo que se condice con la intervención del gobierno con su programa Reactiva Perú, el que no solo pone a disposición fondos de emergencia para las empresas, sino que lo hace a un bajo costo de financiamiento, esto ha contribuido a mejorar las condiciones de financiamiento en un contexto de pandemia.

De la misma forma, se aprecia que la recuperación del crecimiento del PBI y las bajas tasas de interés en el tercer y cuarto trimestre de 2020 se condicen con la recuperación de la confianza empresarial. Como se puede apreciar en las gráficas, el índice de confianza empresarial (*ice*), en el primer trimestre de 2020, alcanzó su mínimo histórico de 21,81 puntos, lo que coincide con el inicio del estado de emergencia en Perú y la implementación de severas medidas de restricción del tránsito, así también luego de la implementación de las medidas del gobierno peruano para hacer frente a la pandemia COVID 19.

Asimismo, la Figura 2 muestra la evolución de la relación de las series de tiempo *pbir_sa* vs *credre*, medidas como un cociente de ambas variables, en el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2003 y cuarto trimestre de 2020 se aprecia una tendencia decreciente de dicha relación, explicado principalmente con el avance del nivel de bancarización de la economía peruana; además, se aprecia que para el segundo trimestre de 2020 esta ratio alcanza su valor más bajo, considerando que el *pbir_sa* disminuyó significativamente y el *credre* se encuentra muy cercano a su mayor

valor, dicha ratio se encuentra en un valor menor a la unidad, pero con tendencia a crecer debido principalmente a la recuperación del nivel del PBI.

4. METODOLOGIA

Debido a la naturaleza de esta investigación, y a base de la literatura, el presente estudio utilizará metodologías econométricas de series de tiempo. No obstante, existen diversos modelos que suelen usarse con el fin de dilucidar las relaciones de corto y largo plazo entre las variables de interés. En ese sentido, los Modelos de Vector de Corrección de Errores (VECM) y test de cointegración son frecuentemente utilizados. Sin embargo, estos modelos presentan ciertas limitaciones, a saber, solo pueden aplicarse cuando todas las variables estudiadas sean integradas de primer orden, además, estos modelos son sensibles ante la inclusión de nuevos rezagos, ya que se incrementa exponencialmente el número de variables que deben ser estimadas (Aparco y Flores, 2019).

Al respecto, los modelos ARDL representan una buena alternativa ante las limitaciones de los modelos VECM, toda vez que estos modelos permiten ser más flexibles en el orden de integración de las variables, y tener resultados más robustos cuando la muestra no es tan grande (Pesaran y Shin, 1999, y Pesaran, Shin y Smith, 2001). En ese sentido, a continuación se muestra un breve resumen acerca de estos modelos.

Los modelos ARDL son modelos dinámicos, toda vez que relacionan la variable dependiente y las independientes no solo de forma contemporánea, sino mediante sus rezagos. Asimismo, estos modelos se pueden formular bajo su forma de corrección de error, con el fin de examinar las relaciones de cointegración, y ser estimados por mínimos cuadrados.

En ese sentido, en el presente estudio se estimarán los modelos en su forma de corrección de errores (ECM, por sus siglas en inglés), los que permiten medir la velocidad de ajuste ante una un choque provocado en el corto plazo y su ajuste a la tendencia de largo plazo. Los modelos que se estimarán son *ARDL* (p, q, r) y *ARDL* (p, q, r, s), los que vienen representados por las ecuaciones (1) y (2), respectivamente.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Credr_t = a_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_1 \Delta \ln Credr_{t-j} + \sum_{j=1}^q \alpha_2 \Delta \ln Pbir_{t-1} \\ + \sum_{j=1}^r \alpha_3 \Delta tamnr_{t-1} + \lambda ECM_{t-1} + \delta_i D_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln Credr_t = a_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_1 \Delta \ln Credr_{t-j} + \sum_{j=1}^q \alpha_2 \Delta \ln Pbir_{t-1} \\ + \sum_{j=1}^r \alpha_3 \Delta tamnr_{t-1} + \sum_{j=1}^s \alpha_4 \Delta ICE_{t-1} + \lambda ECM_{t-1} + \delta_i D_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Donde Δ es el operador de diferencias, a_0 el término independiente, α_i los parámetros que representan la dinámica de corto plazo, en tanto λ es el parámetro que muestra la velocidad de ajuste de las innovaciones de corto plazo a la tendencia de largo plazo. Por último, δ_j representa los efectos de las variables *dummy*. Es admisible notar que p , q , r y s representan el número de rezagos óptimos incluidos en el modelo y que se determinan por algún criterio de información.

El modelo (1) estima una función de la demanda de crédito al sector privado en función a las variables tradicionales como el PBI y la tasa de interés activa, en tanto, el modelo (2) añade a dichas variables el índice de confianza empresarial.

Asimismo, a diferencia de los modelos de cointegración tradicionales tales como el de Engle y Granger (1987) o Johansen (1998), los que solo incluyen variables I (1), los modelos ARDL permiten incluir tanto variables I (0) como I (1), es decir, se puede testear la cointegración con mayor robustez (Pesaran y Shin, 1999, y Pesaran, Shin y Smith, 2001). Para ello, es necesario verificar el orden de integración de estas variables, por lo que se usará la prueba aumentada de Dickey Fuller - ADF (Dickey y Fuller, 1979, 1981) y la prueba de Phillip Perron - PP (Phillip y Perron, 1988).

Es oportuno señalar que la hipótesis nula de la *prueba de límites* es que las variables no están cointegradas, en ese sentido, se compara el estadístico F con los valores críticos asintóticos correspondientes a los casos donde todas las variables son I (0), o todas las variables son I (1). Luego, si el estadístico calculado es inferior al valor crítico más pequeño, no se puede rechazar la hipótesis nula y concluimos que no existe una relación de cointegración, mas si el estadístico es superior al valor crítico más alto se rechaza la hipótesis nula y se concluye que existe una relación de cointegración; en tanto, si el valor crítico está entre estos dos valores, entonces la prueba no será concluyente.

5. RESULTADOS

Un paso necesario para estimar los modelos es analizar el orden de integración de las series. Al respecto, la Tabla 3 muestra las pruebas de ADF y PP. Los resultados de estas pruebas revelan que no se puede rechazar la hipótesis nula de que las series tienen raíz unitaria a los niveles de significancia usuales en las variables de *Incredre* y *Inpbir* en niveles, pero que esta se rechaza cuando las variables están en diferencias, por lo que se puede concluir que son integradas de primer orden. De forma similar, las pruebas de raíz unitaria de ADF y PP muestran que las variables *tamnr* y *ice* son integradas de orden cero.

Debido a que las variables analizadas tienen un orden de integración menor a dos, es factible estimar las ecuaciones (1) y (2). En ese sentido, es posible estimar diversos modelos ARDL con diversos rezagos para cada variable, no obstante, es conveniente seleccionar el modelo con el menor criterio de información. La Tabla 4 muestra los diversos modelos estimados, de los que se eligen los modelos ARDL (3, 2, 2) y ARDL (5, 4, 2, 2), porque tienen el menor criterio de información según el criterio de Akaike.

TABLA 3

PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA

Variable	Prueba ADF				Prueba Phillips-Perron	
	Intercepto	Rez.	Intercepto y tendencia	Rez.	Intercepto	Intercepto y tendencia
<i>Incredre</i>	-0,570	1	-1,421	1	-0,374	-1,536
<i>lnpbir</i>	-2,160	2	-2,724	0	-1,943	-2,724
<i>tamnrr</i>	-0,655	0	-3,536**	0	-0,721	-3,536**
<i>ice</i>	-3,404**	0	-4,878***	1	-3,404**	-4,161***
Δ <i>Incredre</i>	-5,630***	0	-5,580***	0	-5,582***	-5,530***
Δ <i>lnpbir</i>	-11,633***	0	-7,592***	1	-13,636***	-19,629***
Δ <i>tamnrr</i>	-7,886**	0	-7,878***	0	-7,911***	-7,897***
Δ <i>ice</i>	-7,544***	1	-7,498***	1	-9,291***	-9,737***

Nota: Δ es el operador de primeras diferencias. Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente. Valores calculados por MacKinnon (1996).

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 4

REZAGOS OPTIMOS

Modelo 1		Modelo 2	
Modelos	AIC	Modelos	AIC
ARDL (3, 2, 2)	-4,479	ARDL (5, 4, 2, 2)	-4,637
ARDL (2, 2, 2)	-4,478	ARDL (5, 4, 1, 2)	-4,636
ARDL (3, 4, 2)	-4,469	ARDL (3, 4, 1, 2)	-4,633
ARDL (3, 2, 1)	-4,462	ARDL (5, 4, 1, 1)	-4,628
ARDL (2, 2, 1)	-4,459	ARDL (3, 4, 2, 2)	-4,627
ARDL (2, 2, 3)	-4,453	ARDL (5, 4, 3, 2)	-4,623
ARDL (4, 2, 2)	-4,452	ARDL (5, 4, 2, 1)	-4,621
ARDL (3, 3, 2)	-4,451	ARDL (5, 5, 2, 2)	-4,611
ARDL (3, 2, 3)	-4,451	ARDL (5, 4, 2, 3)	-4,608
ARDL (2, 4, 2)	-4,451	ARDL (3, 4, 1, 1)	-4,607

Elaboración propia.

A continuación, la Tabla 5 muestra los resultados de la *prueba de límites*, donde evidencia que el valor F calculado es mayor al límite superior (I(1)) aun al nivel de significancia del 1%, por esta razón, se rechaza la hipótesis nula de que no existe una relación de cointegración entre las variables.

TABLA 5

PRUEBA DE LIMITES

Modelo	F-statistic	AI 1%		AI 5%		AI 10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Modelo 1: ARDL (3, 2, 2)	6.751***	3,88	5,30	2,72	3,83	2,17	3,19
Modelo 2: ARDL (5, 4, 2, 2)	8.084***	3,42	4,84	2,45	3,63	2,01	3,10

Nota: Valores críticos calculados por Pesaran *et al.* (2001). Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

En la siguiente tabla se muestran los resultados de los Modelos de Corrección de Errores (MCE). Al respecto, es importante señalar que los coeficientes asociados al término de corrección de error son negativos y significativos en ambos modelos, lo que corrobora la existencia de una relación a largo plazo entre las variables. Asimismo, podemos inferir que la velocidad de ajuste oscila entre el 9% y 10% en un trimestre para el modelo (1) y (2), respectivamente.

Asimismo, los coeficientes que se muestran corresponden a las elasticidades de corto plazo. Por ejemplo, la variable *dummy_10q3* tienen una elasticidad negativa y significativa en ambos modelos. Además, se evidencia que la tasa de interés real incide negativamente en el crecimiento del crédito a empresas en el corto plazo en ambos modelos. Del mismo modo, el nivel de crecimiento económico impacta negativamente en el crecimiento del crédito al sector privado, este resultado es similar al encontrado por Tovar, García-Escribano y Vera (2012) para el caso peruano. También, con relación al índice de confianza empresarial, parece no tener efecto en el crecimiento del crédito a empresas en el corto plazo.

Es importante precisar que los modelos estimados cumplen con los supuestos básicos de normalidad de los residuos, no autocorrelación y homocedasticidad (ver Tabla 6). De hecho, podemos corroborar que el modelo 2 tiene un mejor ajuste (medido por el *R – cuadrado ajustado*) y un menor criterio de información. Ello, refuerza la hipótesis de que el índice de confianza empresarial es una variable importante y que se debe considerar al momento de estimar el nivel de créditos al sector de las empresas.

Asimismo, la Tabla 7 muestra los coeficientes estimados a largo plazo. En el modelo 2, una variación del 1% en el PBI incrementa en 1,005% el nivel de crédito a las empresas; mientras que una variación de la tasa de interés activa real en moneda nacional disminuye en 0,062% el nivel de crédito al sector privado. En conclusión, un incremento en 1% en el índice de confianza, el nivel de crédito a las empresas aumentaría en 0,016%.

TABLA 6
MODELO DE CORRECCION DE ERRORES

Variable dependiente: $\Delta Incredr$	Modelo 1	Modelo 2
	ARDL (3, 2, 2)	ARDL (5, 4, 2, 2)
$\Delta Incredre$ (t-1)	0,343***	0,259**
$\Delta Incredre$ (t-2)	0,132	0,154
$\Delta Incredre$ (t-3)	–	–0,024
$\Delta Incredre$ (t-4)	–	0,177*
$\Delta lnpbir$	–0,157**	–0,289***
$\Delta lnpbir$ (t-1)	–0,154**	–0,378***
$\Delta lnpbir$ (t-2)	–	–0,192
$\Delta tamnr$	–0,015***	–0,013***
$\Delta tamnr$ (t-1)	0,005	0,004*
Δice	–	0,001
Δice (t-1)	–	–0,001
<i>dummy_10q3</i>	–0,073***	–0,079***
EC (t-1)	–0,091***	–0,107***
R-cuadrado ajustado	0,463	0,570
Criterio de información de Akaike	–4,479	–4,637
Normalidad (Jarque-Bera)	1,736	3,964
Prob.	0,419	0,137
No autocorrelación (Breusch-Godfrey)	0,329	0,798
Prob.	0,856	0,532
Homocedasticidad (Breusch-Pagan-Godfrey)	1,667	0,783
Prob.	0,110	0,701

Nota: Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 7
ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO

Variable dependiente: <i>Incredr</i>	Modelo 1: ARDL (3, 2, 2)	Modelo 2: ARDL (5, 4, 2, 2)
<i>lnpbir</i>	1,064***	1,005***
<i>tamnr</i>	–0,049***	–0,062***
<i>ice</i>	–	0,016*

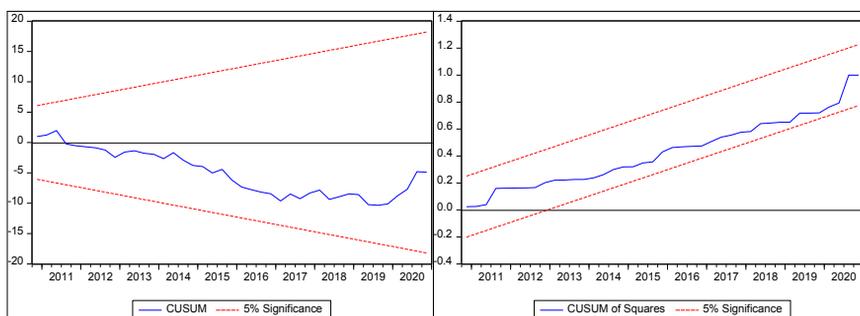
Nota: Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Por último, en la estimación de los modelos ARDL se puede presentar el problema quiebre estructural o cambio de parámetros en la muestra, para verificar que esto no ocurra, se realizan las pruebas de la Suma Acumulada de los Residuos Recursivos (CUSUM) y el Cuadrado de la Suma Acumulada de los Residuos Recursivos (CUSUM-SQ). Al respecto, en las Figuras 3 y 4 se muestra que el CUSUM y el CUSUM-SQ no sobrepasan de las bandas de confianza al 5% de nivel de significancia. Por tanto, se concluye que no existe quiebre estructural en los parámetros y que estos son estables en ambos modelos.

FIGURA 3

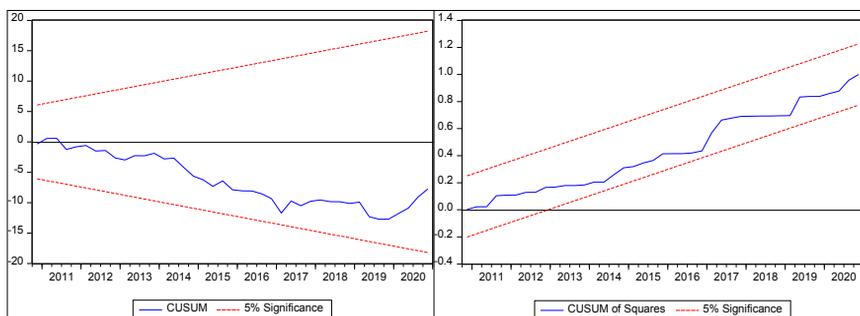
CUSUM Y CUSUM-SQ DEL MODELO 1 - ARDL (3, 2, 2)



Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 4

CUSUM Y CUSUM-SQ DEL MODELO 2 - ARDL (5, 4, 2, 2)



Fuente: Elaboración propia.

6. CONCLUSIONES

El objetivo del presente artículo fue estimar el efecto que tiene la variable de confianza empresarial en la demanda de crédito a las empresas. Para ello se incluyó a las tradicionales variables macroeconómicas como el PBI y la tasa de interés, el índice de confianza empresarial elaborado por el BCRP.

Para ello, mediante el modelo econométrico ARDL, se ejecutó las pruebas de cointegración y se estimó los modelos de corrección de errores. Si bien la función de demanda de crédito a las empresas puede estimarse considerando la tasa de interés y el PBI, es posible mejorar dicha estimación cuando se incorpora el índice de confianza empresarial.

En ese sentido, las elasticidades de largo plazo son significativas y tienen el signo esperado, concordantes con la teoría económica. Asimismo, se concluye que el índice de confianza empresarial es significativo en el largo plazo; al igual que el PBI y la tasa de interés. En el caso del PBI la elasticidad de largo plazo es de 1,005, -0,062 para la tasa de interés, y el de la confianza empresarial es de 0,016. Es decir, el crédito al sector privado podría aumentar ante un incremento del nivel de actividad de la economía, por una disminución del costo de financiamiento, y una mejora de la confianza empresarial, siendo esta última una variable que incorpora las expectativas que el sector privado tiene en la economía. No obstante, en el corto plazo, la confianza empresarial no parece poder explicar el nivel de crédito al sector privado.

REFERENCIAS

- APARCO, E. y A. FLORES (2019). “La hipótesis Keynesiana del gasto público frente a la Ley de Wagner: un análisis de cointegración y causalidad para Perú”, *Revista de Economía del Rosario* 22(1), pp. 53-73. DOI: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.7764>
- ARENAS, P. y D. MORALES (2013). *Are business tendency surveys useful to forecast private investment in Peru? A non-linear approach*. Serie Documentos de Trabajo, marzo de 2013. Banco Central de Reserva del Perú, Lima. Disponible en: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2013/documento-de-trabajo-03-2013.pdf> [Consultado el 15 de julio de 2021].
- BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU – BCRP (2016). *Reporte de Inflación, diciembre 2016. Panorama Actual y Proyecciones Macroeconómicas 2016-2018*, BCRP, Lima. 04 de agosto de 2019, <<http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2016/diciembre/reporte-de-inflacion-diciembre-2016.pdf>>
- BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU – BCRP (2020). *Reporte de Inflación, diciembre 2020. Panorama Actual y Proyecciones Macroeconómicas 2020-2022*, BCRP, Lima. 15 de julio de 2021, <<https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2020/diciembre/reporte-de-inflacion-diciembre-2020.pdf>>
- BELKE, A. y T. POLLET. (2009). *Monetary Economics in Globalised Financial Markets*, Springer Science & Business Media, Berlín.
- CALZA, A.; C. GARTNER y J. SOUSA (2001). *Modelling the demand for loans to the private sector in the Euro Area*, Working paper series 55, European Central Bank, Frankfurt. 01 de setiembre de 2019, <<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwpws/ecbwp055.pdf?ab523709522dfa413746ae661128300c>>

- CARRERA, C. (2010). *The Bank Lending Channel in Peru: evidence and transmission mechanism*, Serie Documentos de Trabajo, diciembre 2010, Banco Central de Reserva del Perú, Lima. 04 de setiembre de 2019, <<http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2010/Documento-de-Trabajo-21-2010.pdf>>
- CATÃO, L. (1997). *Bank credit in Argentina in the aftermath of the Mexican crisis: supply or demand constrained*, Working paper 32, The International Monetary Fund, Washington.
- DICKEY, D. A. y W. A. FULLER (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association* 74, pp. 427–431. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2286348>
- DICKEY, D. A. y W. A. FULLER (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* 49(4), pp. 1057-1072. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>
- ENGLE, R. F. y C. W. J. GRANGER (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55(2), pp. 251-276. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>
- FRITZER, F. y L. REISS (2008). "An analysis of credit to the household sector in Austria", *Financial stability report* 16, pp. 122-134.
- JOHANSEN, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control" 12(3), pp. 231-254. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- HIGGS, H. y A. C. WORTHINGTON (2014). "Price and income elasticity of Australian Retail Finance: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach", *Australian Accounting Business and Finance Journal* 8(1), pp. 113-126. DOI: <http://dx.doi.org/10.14453/aabfj.v8i1.7>
- JANADA, C. y I. TEODORU (2020). *Confidence as a Driver of Private Investment in Selected Countries of Central America*, Working paper 20/270, The International Monetary Fund, Washington.
- KHAN, H. y S. UPADHAYAYA (2019). *Does Business Confidence Matter for Investment?*, Carleton Economic Papers, CEP 17-13. 15 de julio de 2021, <<https://carleton.ca/economics/wp-content/uploads/cep17-13.pdf>>
- KEYNES J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Londres: Macmillan and Co. Limited, Londres.
- MACKINNON, J. G. (1996). "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics* 11(6), pp. 601–618. DOI: [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T)
- PESARAN, M. H. y Y. SHIN (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis, Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge. DOI: <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- PESARAN, M. H.; Y. SHIN y R. J. SMITH (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationship", *Journal of Applied Econometrics* 16, pp. 289-326. DOI: <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- PHILLIPS, P. C. B. y P. PERRON (1988). "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75(2), pp. 335-346. DOI: <https://doi.org/10.2307/2336182>
- PLAZIL, M.; S. RADKOVSKÝ y P. REZABEK (2013). *Modelling bank loans to non-financial corporations*, Financial Stability Report 2012/2013, chapter 0, pp. 128-136, Czech National Bank. 19 de agosto de 2021, <<https://www.cnb.cz/en/financial-stability/thematic-articles-on-financial-stability/Modelling-bank-loans-to-non-financial-corporations>>
- ROJAS-TRIANA, M. I.; J. G. PARRA-MARIÑO y J. GUTIERREZ-AYALA (2020). "Teoría y empírica de los espíritus animales e incidencia en la inversión: caso Colombia", *Revista Finanzas y Política Económica* 12 (2), pp. 523-552. DOI: <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v12.n2.2020.3130>
- SANCHEZ, F. (1985). "Marx y Keynes: sobre crédito, tasa de interés y crisis", *Cuadernos de Economía* 7(8), pp. 19-49.
- TOVAR, C.; M. GARCÍA-ESCRIBANO y M. VERA (2012). "El crecimiento del crédito y la efectividad de los requerimientos de encaje y otros instrumentos macropрудenciales en América Latina", *Revista de Estudios Económicos* 24, pp. 45-64. 15 de agosto de 2021, <<https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/24/ree-24-tovar-garcia-vera.pdf>>

8. ANEXO: ANALISIS DE ESTACIONALIDAD DE LAS SERIES

En el presente trabajo se utilizó la metodología X12 ARIMA con el fin de determinar si existe evidencia estadística de estacionalidad en las series de tiempo estudiadas. Esta metodología permite evaluar la calidad del ajuste estacional mediante estadísticos que miden la calidad del ajuste estacional.

TABLA 8
CONTRASTES DE PRESENCIA DE ESTACIONALIDAD

Variables	La prueba F de estacionalidad estable	La prueba no paramétrica de Kruskal - Wallis	Contraste de estacionalidad móvil	Contraste combinado de estacionalidad identificable
<i>pbir</i>	23,461**	0,000%***	1,021	Presenta estacionalidad
<i>credre</i>	3,623	2,19%	2,235*	No presenta estacionalidad
<i>tamnr</i>	3,322	0,781%***	0,903	No presenta estacionalidad
<i>ice</i>	2,983	1,161%	1,325	No presenta estacionalidad

Nota: Los símbolos *, ** y *** representan la significancia estadística a los niveles de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 8 muestra los contrastes de presencia de estacionalidad para las variables utilizadas. La variable PBIR presenta estacionalidad identificable debido a que la prueba F de estacionalidad estable muestra que hay presencia de estacionalidad al nivel de 0,1%; el motivo de este valor crítico tan exigente es porque algunos supuestos no siempre se cumplen con este test. Así también la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis muestra que hay presencia de estacionalidad al nivel de 1%. La falta de estacionalidad móvil permite que los factores estacionales no sean cambiantes, así también que las proyecciones del X12 Arima sean de calidad. Las otras variables evaluadas no presentan estacionalidad identificable de los resultados obtenidos.

Asimismo, según la Tabla 9, la variable PBIR es la única que tiene calidad de ajuste estacional debido a que solo uno de los M estadísticos evaluados es mayor a 1, y el estadístico Q también es menor a uno. De esta forma, la Figura 5 muestra a la serie del PBI original y la desestacionalizada.

TABLA 9

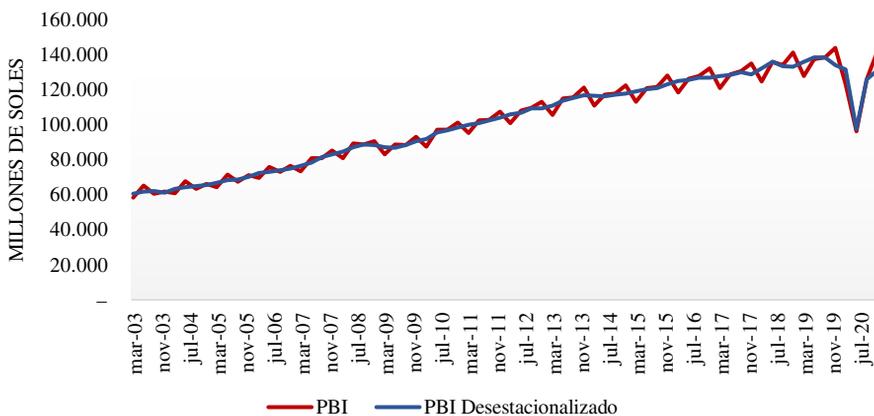
ESTADISTICOS DE EVALUACION DE CALIDAD DE AJUSTE ESTACIONAL

Estadístico M	<i>pbir</i>	<i>credre</i>	<i>tamnrr</i>	<i>ice</i>
M1	0,066	0,674	1,731	1,854
M2	0,067	0,018	0,244	0,277
M3	0,0000	0,0000	0,152	0,268
M4	0,476	0,476	0,586	0,586
M5	0,200	0,2	0,200	0,234
M6	1,026	0,095	0,458	0,081
M7	0,463	1,375	1,209	1,356
M8	0,882	2,356	1,954	2,91
M9	0,809	0,753	0,566	0,45
M10	0,943	1,546	2,285	2,603
M11	0,890	1,41	2,231	1,974
Q sin M2	0,43	0,81	0,99	1,07
Decisión	Aceptada	Aceptada condicionalmente	Aceptada condicionalmente	Rechazada condicionalmente

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 5

SERIE DEL PBI DESESTACIONALIZADA



Fuente: Elaboración propia.