

Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, FLACSO Ecuador
Departamento de Desarrollo, Ambiente y Territorio
Convocatoria 2016-2018

Tesis para obtener el título de maestría de Investigación en Economía del Desarrollo

Calidad de la cartera de crédito del sector bancario y cooperativo en Ecuador: Un enfoque
macroeconómico

Karla Maritza Revelo Silverio

Asesor: Leonardo Vera Azaf

Lectores: Fernando Martín y Hugo Jácome

Quito, noviembre de 2021

Dedicatoria

A mi familia, por ser mi mayor motivación y el motor de mi vida.

Tabla de contenidos

Resumen.....	VIII
Agradecimientos.....	IX
Introducción	1
Capítulo 1	3
Planteamiento del Problema.....	3
1.1. Calidad de la cartera de crédito del sector bancario y cooperativo en Ecuador	3
1.2. Pregunta de investigación.....	8
1.3. Objetivos.....	8
1.3.1. Objetivo general	8
1.3.2. Objetivos específicos.....	8
1.4. Hipótesis	9
Capítulo 2	10
Marco teórico y revisión de la literatura	10
2.1. Marco teórico.....	10
2.2. Calidad de la cartera y vulnerabilidad financiera	10
2.3. Morosidad y factores macroeconómicos	12
2.3.1. El ciclo del crédito.....	12
2.3.2. El ritmo de actividad económica.....	13
2.3.3. Las tasas de interés.....	14
2.3.4. El tipo de cambio real.....	14
2.3.5. Otras variables macroeconómicas.....	15
2.4. Revisión de la literatura: Evidencia empírica.....	15
Capítulo 3	24
Marco metodológico	24
3.1. Estacionariedad y pruebas de raíz unitaria	24
3.2. Cointegración.....	25
3.3. Modelo de Vectores de Corrección de Errores (VEC).....	27
Capítulo 4	30
Resultados empíricos.....	30
4.1. Datos y análisis univariante de las series.....	30
4.2. Estacionariedad.....	34
4.3. Modelo para bancos privados	36
4.3.1. Cointegración	36

4.3.2.	Modelo de Vectores de Corrección de Error (VECM)	39
4.3.3.	Diagnóstico del modelo de corrección de error	43
4.4.	Modelo para cooperativas de ahorro y crédito	45
4.4.1.	Cointegración	45
4.4.2.	Modelo de Vector de Corrección de Error (VECM).....	48
4.4.3.	Diagnóstico del modelo de corrección de error	54
	Conclusiones	56
	Anexos.....	59
	Lista de referencias.....	63

Ilustraciones

Tablas

Tabla 4. 1 Vector de correlación entre la morosidad de los bancos privados y las demás variables	33
Tabla 4. 2 Vector de correlación entre la morosidad de las cooperativas de ahorro y crédito y las demás variables.....	33
Tabla 4. 3 Pruebas de raíz unitaria (variables en niveles).....	34
Tabla 4. 4 Pruebas de raíz unitaria (variables en primeras diferencias).....	35
Tabla 4. 5 Selección de la estructura óptima de rezagos en el VAR.....	36
Tabla 4. 6 Prueba de Cointegración de Johansen.....	37
Tabla 4. 7. Vector de cointegración normalizado sobre la variable LN(MRBC)	38
Tabla 4.8. Estimación de vectores de corrección de error	40
Tabla 4. 9 Relación de corto plazo.....	41
Tabla 4. 10 Test de normalidad del VEC	44
Tabla 4. 11 Test de heteroscedasticidad del VEC.....	45
Tabla 4. 12 Selección de la estructura óptima de rezagos en el VAR.....	46
Tabla 4. 13 Prueba de Cointegración de Johansen.....	46
Tabla 4. 14 Vector de cointegración normalizado sobre la variable LN(MRCP).....	47
Tabla 4. 15 Estimación de vectores de corrección de error	50
Tabla 4. 16 Relación de corto plazo.....	51
Tabla 4. 17 Relación de corto plazo.....	53
Tabla 4. 18 Test de normalidad del VEC	55
Tabla 4. 19 Test de heteroscedasticidad del VEC.....	55

Figuras

Figura 1. 1 Morosidad de bancos privados y cooperativas segmento 1, Variación del PIB	4
Figura 1. 2 Tasas de interés activas de los bancos privados y de las COAC	5
Figura 1. 3 Morosidad y tasas de interés activas de los bancos privados y COAC	6
Figura 1. 4 Cartera de crédito de los bancos privados	7
Figura 1. 5 Cartera de crédito de las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1.....	7
Figura 4. 1 Comportamiento de los residuos del modelo B	42

Figura 4. 2 Correlograma de residuos del VEC	44
Figura 4. 3 Comportamiento de los residuos del modelo C	52
Figura 4. 4 Correlograma de residuos del VEC	54

Declaración de cesión de derecho de publicación de la tesis

Yo, Karla Maritza Revelo Silverio, autora de la tesis titulada “Calidad de la cartera de crédito del sector bancario y cooperativo en Ecuador: Un enfoque macroeconómico” declaro que la obra es de mi exclusiva autoría, que la he elaborado para obtener el título de maestría de Investigación en Economía del Desarrollo concedido por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, FLACSO Ecuador.

Cedo a la FLACSO Ecuador los derechos exclusivos de reproducción, comunicación pública, distribución y divulgación, bajo la licencia Creative Commons 3.0 Ecuador (CC BY-NC-ND 3.0 EC), para que esta universidad la publique en su repositorio institucional, siempre y cuando el objetivo no sea obtener un beneficio económico.

Quito, noviembre de 2021



Karla Maritza Revelo Silverio

Resumen

El presente estudio se propone identificar los determinantes macroeconómicos que afectan al nivel de morosidad de los bancos privados y de las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1 en el Ecuador. Para tal fin se hace una revisión de la literatura con el objeto de determinar el conjunto posible de variables macroeconómicas que puede impactar sobre la calidad de la cartera crediticia. La dirección de los efectos que en teoría tendrían las variables macro sobre la morosidad son presentados y discutidos para luego utilizar la metodología del modelo de vectores de corrección de errores, y contrastar la hipótesis respectiva sobre un conjunto de datos de series de tiempo con periodicidad trimestral.

El análisis empírico permite confirmar una relación de equilibrio de largo plazo entre la morosidad de los bancos privados, la variación del Producto Interno Bruto (PIB), el tipo de cambio real y la variación del volumen de crédito. La morosidad tiene relación inversa con la variación del PIB y el tipo de cambio real; y una relación directa con la variación del volumen de crédito. Por otra parte, la variable que mejor explica la dinámica de corto plazo de la calidad de la cartera de crédito es el tipo de cambio real rezagado.

Por su parte, la morosidad de las cooperativas de ahorro y crédito del segmento 1 mantiene una relación de largo plazo con la tasa de interés activa de estas instituciones financieras, el tipo de cambio real y la variación del PIB. Como se esperaba, las tasas de interés activas tienen una relación inversa con la morosidad, mientras que, con las otras dos variables macroeconómicas su relación es directa.

Agradecimientos

A Dios y la Virgen María, por su amor infinito.

A mi familia, por todo su amor y por ser incondicionales en cada proyecto de mi vida.

A mi asesor, Leonardo Vera, porque su guía y conocimientos fueron fundamentales para el desarrollo de esta investigación. Su compromiso y apoyo me fortalecieron para finalizar este proyecto.

A mis amigos, por su apoyo y cariño.

A FLACSO Sede Ecuador.

Introducción

La literatura económica que analiza las crisis bancarias, generalmente, concentra sus esfuerzos en variables o *ratios* bancarias provenientes de las características particulares de las entidades financieras. Sin embargo, la inclusión de variables macroeconómicas puede complementar la visión de las posibles causas que pueden afectar el nivel de incumplimiento de los créditos y por lo tanto conlleve a una crisis a nivel ampliado. Esto es especialmente cierto cuando se quieren capturar efectos sistémicos.

De acuerdo con Vera y Costa (2007), la gestión ideal de riesgo crediticio intentaría anticipar la evolución de la calidad de la cartera, con la finalidad de definir reservas necesarias para apalancar posibles necesidades en el futuro. Con el análisis de los factores que inciden en los niveles de morosidad, se podría ayudar a que las entidades financieras reduzcan la tendencia de generar provisiones en el punto más álgido de la fase recesiva del ciclo económico, como generalmente lo realizan (Vera y Costa 2007, 2).

Contextualizando el análisis de la calidad de la cartera de crédito para el caso del sistema financiero ecuatoriano, bien podría presumirse que, por la forma en que está segmentado el sistema, para el caso de los bancos privados el índice de incumplimiento puede verse afectado por ciertas variables macro, mientras que para el caso de las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1 pueden ser otras las razones por las que se altera el nivel de morosidad en su cartera de crédito. Así que la especialización con que se gestiona la colocación de crédito en estos dos subsistemas puede ser relevante al analizar las variables que inciden en el comportamiento de la calidad de la cartera de crédito del país.

El propósito de este trabajo es determinar la incidencia de un conjunto de variables macroeconómicas en la calidad de la cartera de crédito para el caso de los bancos privados y de las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1, de manera independiente y para el período comprendido entre el primer trimestre de 2008 al cuarto trimestre de 2019. A los efectos, se evalúa la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre la morosidad y un conjunto pertinente de variables macroeconómicas seleccionadas. Desde el punto metodológico, se emplea el análisis de cointegración para determinar la relación de largo plazo entre morosidad y determinantes, y se realiza una estimación empírica de corto plazo a través de un modelo de corrección de error. Esta metodología permite, en primer lugar,

conocer la relación de largo plazo entre las variables y, además, el mecanismo de ajuste a corto plazo que facilita conocer las interrelaciones entre el comportamiento de ciertas variables macro y la morosidad de las entidades financieras según el subsistema financiero. El trabajo está estructurado en cuatro capítulos. En el primer capítulo se presenta el planteamiento general de esta investigación, partiendo con un breve análisis sobre la calidad de la cartera de crédito del sector bancario y cooperativo en Ecuador. A continuación, el segundo capítulo presenta una revisión de la literatura y estado del arte que aportan al entendimiento de la incidencia del comportamiento de ciertas variables macroeconómicas sobre el *ratio* de incumplimiento. El tercer capítulo aborda el marco metodológico para el desarrollo del análisis empírico de este trabajo. En el cuarto capítulo se presenta inicialmente un análisis con matriz de correlación entre las variables para intentar luego avanzar hacia el objetivo final que consiste en obtener una representación dinámica y de corto plazo de los factores que influyen en la morosidad. Para lo anterior, se determina si existe una relación de largo plazo entre un conjunto de posibles determinantes y luego se emplea un modelo de vectores de corrección de error y se incluye la metodología “de lo general a lo específico” a fin de obtener la mejor especificación. Se obtiene un modelo para el caso de los bancos privados y otro para las cooperativas de ahorro y crédito. Estos modelos son sometidos a pruebas de diagnóstico para su posterior análisis. Finalmente, se presentan las conclusiones generales de la investigación.

Capítulo 1

Planteamiento del Problema

1.1. Calidad de la cartera de crédito del sector bancario y cooperativo en Ecuador

A finales del siglo XX, el Ecuador atravesó una de las peores crisis económicas de su historia. La caída del precio del petróleo, el impacto del Fenómeno del Niño y los conflictos bélicos con Perú fueron factores externos que contribuyeron a acentuar la crisis en el país. Es así que, en el año 1999 se registró una crisis financiera sin precedentes en la historia ecuatoriana, la cual fue resultado de la inestabilidad, fallos de gestión y recesión de los 20 años previos.¹ Esto, ocasionó una quiebra generalizada del sistema financiero que le costó al país alrededor de USD 4,000 millones (cerca del 20% del PIB) (Naranjo 2003, 120). Es así que, en enero de 2000 el Ecuador adoptó como política económica general la dolarización oficial de su economía.

A partir de este evento crucial, las autoridades financieras y analistas comenzaron a poner un mayor énfasis en el análisis de los diferentes tipos de riesgos, siendo el de crédito uno fundamental que las entidades financieras deben gestionar y afrontar. De acuerdo con Vallcorba y Delgado (2007, 9), las crisis bancarias suelen ser antecedidas por problemas de solvencia a causa del deterioro de los activos de las entidades y, de forma particular, de los problemas de morosidad de las carteras de crédito. En este sentido, para las entidades reguladoras y de supervisión, la identificación de diferentes indicadores que permitan alertar de posibles crisis es relevante para minimizar la probabilidad de su ocurrencia; y entre estos indicadores consta la morosidad.

En Ecuador, el sistema financiero nacional² lo conforma los sectores: público,³ privado⁴ y del popular y solidario.⁵ Cada uno de estos sectores cuenta con normas y entidades de control específicas y diferenciadas. El presente estudio enfocará su análisis en el sector financiero

¹ El deterioro de la economía ecuatoriana en las dos décadas previas a la dolarización estuvo caracterizado, principalmente, por desequilibrios en las variables macroeconómicas fundamentales, la desconfianza de los agentes económicos en el sistema financiero y por dificultades políticas.

² Artículo 309 de la Constitución de la República del Ecuador.

³ Corresponde a la banca pública que la conforma el Banco del Estado, la Corporación Financiera Nacional y el Banco Nacional de Fomento (actual BanEcuador).

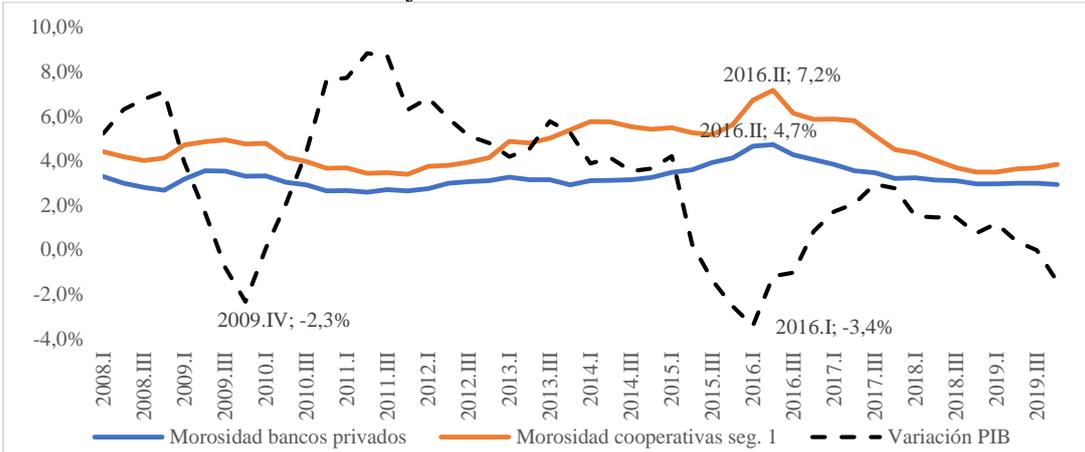
⁴ Incluye a los bancos privados y hasta agosto de 2017 a las sociedades financieras.

⁵ El sector financiero popular y solidario lo comprenden las cooperativas de ahorro y crédito, entidades asociativas o solidarias, cajas y bancos comunales, cajas de ahorro.

privado y el sector popular y solidaria (cooperativas de ahorro y crédito segmento 1⁶), por ser los más representativos del sistema financiero nacional ecuatoriano. Las entidades financieras del sector financiero popular y solidario del segmento 1 son aquellas que registran activos superiores a los USD 80 millones. Otra de las razones para considerar al sector popular y solidario es debido a que los escasos estudios previos sobre la calidad de la cartera del Ecuador se han limitado a analizar exclusivamente al sector bancario.⁷

Una mirada a la evolución reciente de la cartera en morosidad indica que la morosidad del sector privado (en adelante, bancos privados) y del sector popular y solidario (en adelante, cooperativas de ahorro y crédito segmento 1 -COAC-) registran tendencias similares, aunque a niveles diferentes. Siempre mayor en el segmento de las COAC. Por su parte, la serie de morosidad de los bancos privados presenta un comportamiento más suavizado a lo largo del período de análisis (primer trimestre de 2008 al cuarto trimestre de 2019) en relación a su similar de las COAC. La morosidad para estos dos sectores alcanza cifras inferiores a los dos dígitos durante el período. El índice más alto fue de 7.2% que corresponde a la morosidad de las COAC en el segundo trimestre de 2016. Comportamiento similar se evidencia en los bancos privados, al registrar una morosidad de 4.7% (Figura 1. 1).

Figura 1. 1 Morosidad de bancos privados y cooperativas segmento 1, Variación del PIB
 Unidades: Porcentajes. Período: 2008 Trim. I – 2019 Trim. IV



Fuente: Superintendencia de Bancos, Superintendencia de Economía Popular y Solidaria y Banco Central del Ecuador

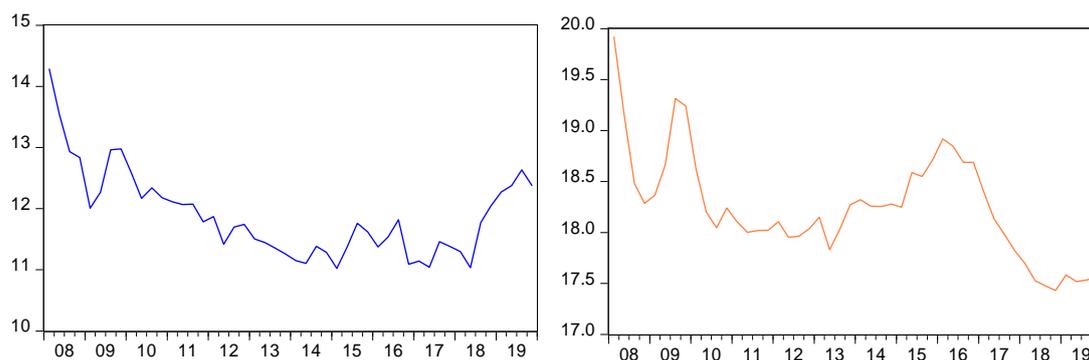
⁶ Mediante Resolución No. 038-2015-F de 13 de febrero de 2015, la Junta de Política y Regulación Monetaria y Financiera expidió la norma para la segmentación de las entidades del sector financiero popular y solidario, que es en función al tipo y saldo de sus activos. Se determinaron los segmentos 1, 2, 3, 4 y 5 (cajas de ahorro, bancos comunales y cajas comunales).

⁷ Se pueden revisar al respecto los trabajos de Quiñónez (2005), Fiallos (2017) y Díaz (2018).

La inclusión en la figura de la variación del Producto Interno Bruto (PIB) permite, en primera instancia, deducir que la relación con la morosidad de bancos privados y COAC puede ser inversa; es decir, en momentos de desaceleración del PIB el índice de morosidad tiende a incrementar (Figura 1.1). El descenso del PIB en el cuarto trimestre del 2009 responde principalmente a la crisis financiera internacional de 2008, lo que conllevó, a nivel interno, al descenso de los precios del petróleo, la reducción de las remesas y el menor dinamismo de la demanda interna. Por su parte, la contracción anual del PIB registrada en el primer trimestre de 2016 fue, principalmente, a causa de una caída del precio del petróleo y la apreciación del dólar. En ambos momentos se observan incrementos en la morosidad.

Otra variable que interesan conocer por su posible relación con la morosidad es la tasa de interés activa. Las tendencias de las tasas de interés activas de los bancos privados y de las COAC son similares en el inicio del período de análisis, sin embargo, a partir del segundo trimestre de 2013 este comportamiento difiere debido a un incremento de las tasas de interés de las COAC. A partir del segundo trimestre de 2018, se evidencia un ascenso de las tasas de interés de los bancos privados, en este período las tasas de interés de las COAC se ubican por debajo de las tasas de los bancos privados. Esto puede responder, en parte, a los cambios regulatorios que se llevaron a cabo en los años 2015⁸ y 2018.⁹

Figura 1. 2 Tasas de interés activas de los bancos privados y de las COAC
 Unidades: Porcentajes. Período: 2008 Trim. I – 2019 Trim. IV

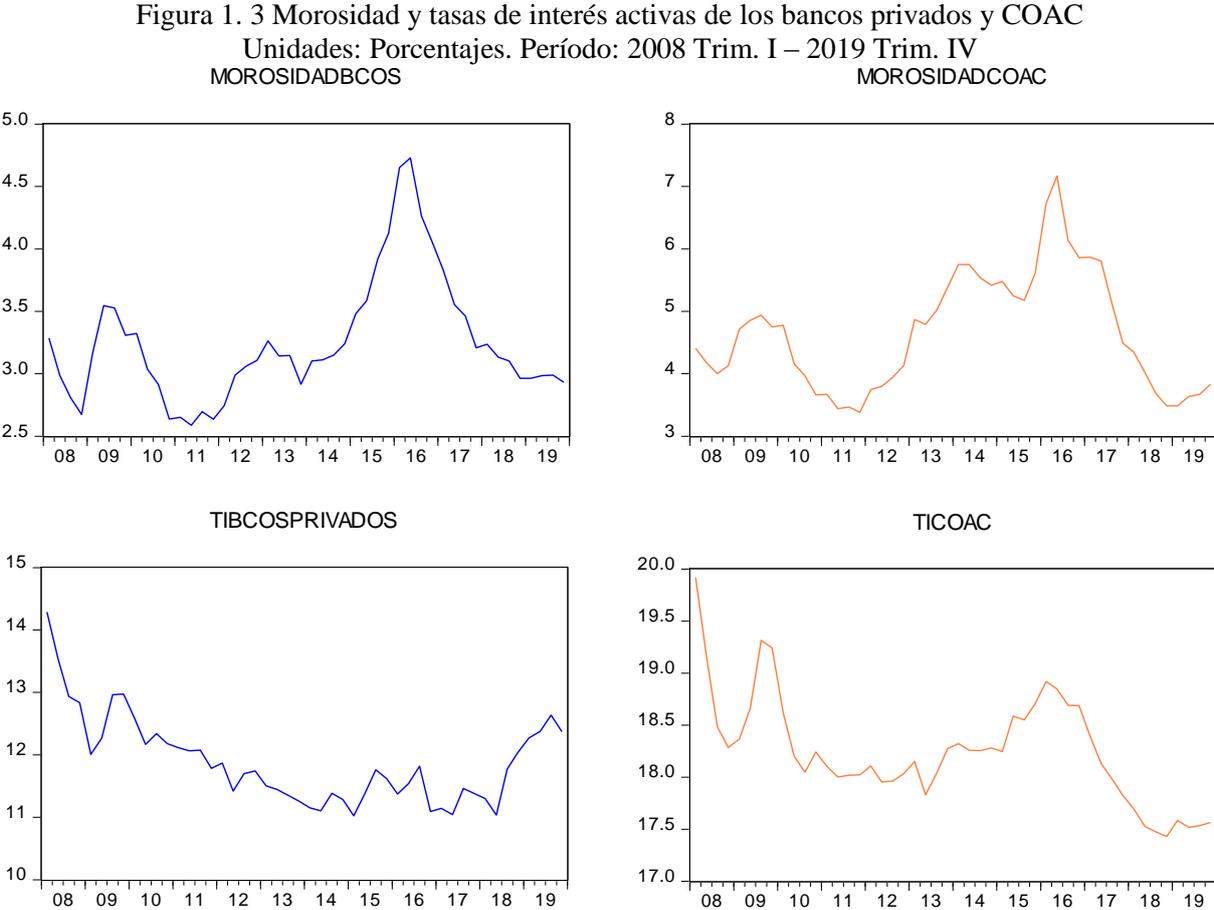


Fuente: Banco Central del Ecuador

⁸ Mediante Resolución No. 044-2015-F de 05 de marzo de 2015, la Junta de Política y Regulación Monetaria y Financiera estableció las tasas de interés activas máximas para los segmentos de crédito definidos en las Resoluciones No. 043-2015-F y No. 059-2015-F, los cuales entraron en vigencia a partir del 31 de julio de 2015.

⁹ Mediante Resolución No. 437-2018-F de 26 de enero de 2018, la Junta de Política y Regulación Monetaria y Financiera determinó un cambio en las tasas máximas para los segmentos del microcrédito para el sector financiero público, sector financiero privado, mutualistas y entidades del segmento 1 de las cooperativas de ahorro y crédito.

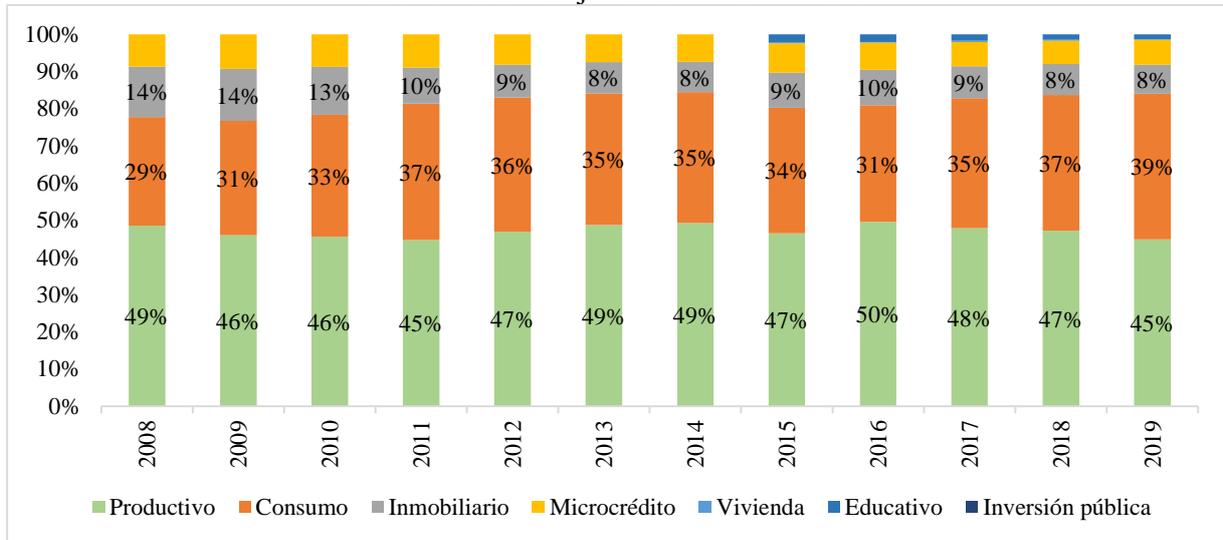
Sin embargo, más interesante es observar que aun cuando la relación entre las tasas de interés de los bancos privados y su morosidad no es tan evidente, al menos al realizar un análisis gráfico de las series, las tasas de interés de las COAC parecen moverse a la par con la morosidad, al menos en la mayoría de los trimestres dentro del período de análisis (Figura 1.3). Estos análisis previos, permiten cuestionarnos si las tasas de interés inciden de manera similar para los bancos privados como para las COAC, esto, bajo el supuesto de que exista una relación entre estas variables.



Fuente: Superintendencia de Bancos, Superintendencia de Economía Popular y Solidaria y Banco Central del Ecuador

La especialización de colocación de crédito de estos dos subsistemas puede ser relevante al analizar las variables que inciden en el comportamiento de la calidad de la cartera de crédito ecuatoriana. La colocación de crédito de los bancos privados se concentra en los segmentos productivo, consumo e inmobiliario. En los doce años de estudio, en promedio el 47% se destinó al segmento productivo, 34% al consumo y 10% al inmobiliario.

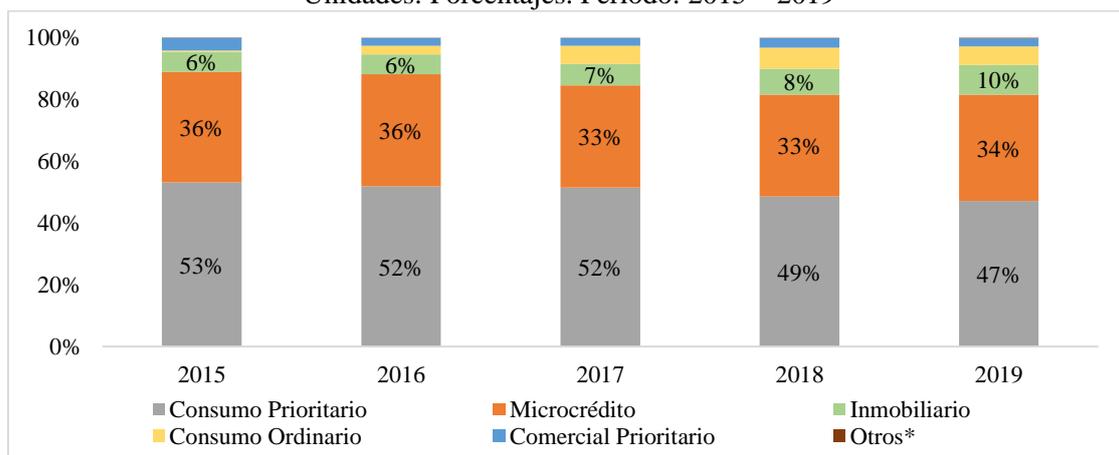
Figura 1. 4 Cartera de crédito de los bancos privados
 Unidades: Porcentajes. Período: 2008 – 2019



Fuente: Superintendencia de Bancos

En contraste, la cartera de crédito de las cooperativas de ahorro y crédito se focaliza en los segmentos consumo prioritario (actividades no productivas) y en el microcrédito. En los cinco años¹⁰, en promedio, el 50% de la cartera se destina a personas naturales para el destino de compra de bienes, servicios o gastos no relacionados con un actividad productiva o comercial, mientras que un 34% se otorga por el microcrédito.

Figura 1. 5 Cartera de crédito de las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1
 Unidades: Porcentajes. Período: 2015 – 2019



*Incluye a los segmentos: Productivo, vivienda de interés público, comercial ordinario y educativo

Fuente: Superintendencia de Economía Popular y Solidaria

¹⁰ Mediante Resolución Nro. 043-2015-F de 05 de marzo de 2015 la Junta de Política y Regulación Monetaria y Financiera expidió las normas que regulan la segmentación de la cartera de crédito de las entidades del sistema financiero nacional.

Así que, al incorporar variables macroeconómicas en el análisis determinante de los niveles de morosidad en Ecuador, se podría identificar que, para el caso de los bancos privados, el índice de incumplimiento puede verse afectado por ciertas variables, mientras que para el caso de las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1 pueden ser otras las razones por las que se altera el nivel de morosidad en su cartera de crédito.

Por supuesto, el análisis gráfico es limitado, otras variables macroeconómicas diferentes a la dinámica del producto y la tasa de interés de los prestamos pueden ser relevantes pero la inspección gráfica puede no detectarlo (Anexo 1). El desarrollo de este estudio permitirá conocer la verdadera incidencia.

1.2. Pregunta de investigación

¿Cómo incide, en el corto y largo plazo, el comportamiento de ciertas variables macroeconómicas en el nivel de morosidad de la cartera de crédito de los bancos privados y de las cooperativas de ahorro y crédito del segmento 1?

1.3. Objetivos

1.3.1. Objetivo general

Determinar la incidencia de variables macroeconómicas en la calidad de la cartera de crédito para el caso de los bancos privados y de las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1.

1.3.2. Objetivos específicos

- Determinar la correlación entre la morosidad de los bancos privados y la variación del Producto Interno Bruto, el Tipo de Cambio Real, la inflación anual, el desempleo, la tasa de interés activa de los bancos privados y la variación del volumen de créditos de estas instituciones financieras.
- Establecer la correlación entre la morosidad de las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1 y la variación del Producto Interno Bruto, el Tipo de Cambio Real, la inflación anual, el desempleo, la tasa de interés activa de las COAC y la variación del volumen de créditos de estas instituciones financieras.
- Indagar la relación de largo plazo (cointegración) entre las variables macroeconómicas seleccionadas y la morosidad de los bancos privados y las COAC, respectivamente.
- Construir un modelo de corto plazo con estructura dinámica y mecanismo de corrección de errores que evidencie la relación entre la morosidad y las variables

macroeconómicas seleccionadas, para los bancos privados y las COAC de manera separada.

1.4. Hipótesis

- La variación del PIB y el Tipo de Cambio Real inciden de manera positiva en la calidad de la cartera de crédito de los bancos privados y de las COAC.
- Las tasas de interés de los bancos privados y de las COAC tienen una relación positiva con la morosidad de sus carteras de crédito.
- El desempleo nacional urbano, la inflación anual y la variación del volumen de crédito de los bancos privados tienen una relación positiva con la morosidad de estas instituciones financieras.
- El desempleo nacional urbano, la inflación anual y la variación del volumen de crédito de los COAC tienen una relación positiva con la morosidad de estas instituciones financieras.

Capítulo 2

Marco teórico y revisión de la literatura

2.1. Marco teórico

Si bien el sistema financiero funciona como una palanca clave de dinamización de los mercados a través de la movilización y distribución de los recursos desde y hacia las diferentes agentes institucionales y unidades productivas (Mishkin 2004), esta actividad conlleva asumir ciertos riesgos, siendo el crediticio fundamental, aunque no el único a considerar. El riesgo de crédito se define como “la posibilidad de incurrir en pérdidas como consecuencia del incumplimiento de las obligaciones por parte del deudor en las operaciones de intermediación financiera” (Pumisacho y Cajamarca 2014, 1). Un indicador del riesgo crediticio es el nivel de morosidad de la cartera de créditos, el cual refleja la calidad de los activos en el balance bancario. Este indicador se encuentra representado por el *ratio* entre lo que en el sistema financiero del Ecuador se denomina la cartera improductiva (incluye a la cartera que no devenga intereses más la cartera vencida) y la cartera total bruta (que corresponde a la cartera por vencer, que no devenga intereses y vencida). La definición sigue estrictamente la pauta dada por la Superintendencia de Bancos del Ecuador (2016). Conviene, no obstante, señalar que el *ratio* de morosidad se basa en una definición relacionada al número de días de mora, que no incorpora los castigos reales realizados por las instituciones bancarias. Además, la cartera en mora o improductiva como porcentaje de la cartera total bruta sería un indicador retrasado que enciende alarmas cuando el problema ya ha madurado y no sería un indicador muy adecuado para analizar el riesgo crediticio en contextos en donde el ciclo se encuentra en expansión.

2.2. Calidad de la cartera y vulnerabilidad financiera

La morosidad refleja la calidad de la cartera de crédito de las entidades financieras. Es así que, un deterioro de este indicador se puede traducir en un problema de rentabilidad y liquidez, y posteriormente, en un problema de solvencia si la institución registra pérdidas sostenidas y déficit de provisiones. Por ello, los indicadores de morosidad de la cartera, aun cuando no son del todo adelantados, si constituyen señales de posibles incrementos en el riesgo de crédito, y como tales se interpretan como señal de alarma de posibles episodios de crisis financieras (Vera y Costa 2005, 2).

En este sentido, Ergungor y Thomson en su estudio de 2005, (citados en Díaz 2018) puntualizan que, frente a una pérdida del capital, a razón del incumplimiento de los préstamos, se registraría un colapso en el sistema bancario y por ende se generaría una crisis sistémica. Es así que, un fallo generalizado en la calidad de la cartera de las entidades bancarias perjudica el capital del sistema bancario, lo que conlleva a grandes efectos económicos.

Así también, Caprio y Klingebiel (1996) mencionan que el detrimento de la calidad de los activos afecta a la solvencia bancaria y, por ende, a la estabilidad de los sistemas financieros. Además, señalan que esta afectación impacta en el capital de las instituciones financieras lo que se podría traducir en mayores posibilidades de crisis bancarias. Por su parte, Mishkin destaca que el deterioro de la cartera de crédito incide en la inestabilidad financiera a través de su efecto adverso sobre los problemas de información asimétrica (Mishkin 1997, 62-63). Considerar a la morosidad como un factor que precede a las crisis bancarias es consecuencia de su presencia bastante común en colapsos financieros a nivel de episodios y nivel mundial. En este sentido, vale destacar los análisis que estiman como la crisis bancaria de los Estados Unidos en los años 30, habría sido consecuencia del deterioro de la calidad de los activos debido a la afectación en la confianza en el sistema bancario (Friedman y Schwartz 1963). Asimismo, Beattie, Casson y otros, en su trabajo desarrollado en 1995 (citados en Guillén 2002) recopilaron información de ciertas instituciones financieras que llegaron a la bancarrota, donde previamente se identificaron deterioros importantes en los portafolios crediticios.¹¹

Un evento trascendental a nivel mundial fue la crisis desencadenada por la burbuja inmobiliaria, a mediados de 2007, en Estados Unidos. La crisis en gran medida fue atribuida al incumplimiento en el pago de los créditos, en un sistema deficientemente regulado y donde las innovaciones llevaron a subestimar los riesgos. Lo cierto, es que en lo que toca a los llamados préstamos sub-prime, los beneficiarios de los créditos presentaron dificultades de cumplimiento de los créditos, y ulteriormente los tenedores de productos empaquetados comenzaron a perder dinero (Mayer, Pence y Sherlund 2008).

¹¹ Vale aquí señalar que las crisis financieras durante la década de 1990 en Argentina, Asia Oriental y África subsahariana fueron precedidas por niveles altos de préstamos en mora. Ver, por ejemplo, Fofack (2005), Caprio y Klingebiel (1996), Damill et al. (2003).

Las investigaciones antes reseñadas son sólo una pequeña muestra de cómo la literatura visualiza las consecuencias graves que acarrea registrar altos niveles de morosidad en las operaciones de crédito otorgadas por las entidades financieras; y, además, de cómo estas afectaciones se extienden hasta el sector real de las economías. Por ello, la importancia de indagar que factores de orden sistémico en el campo macroeconomía, más allá de los determinantes particulares de cada banco o institución, e independientemente del manejo adecuado del portafolio de cartera de las entidades financieras o de su política de gestión de riesgos, pueden estar estrechamente vinculados con el curso que toma la calidad de la cartera.

2.3. Morosidad y factores macroeconómicos

La problemática de la morosidad analizada, en términos más generales, como un factor de fragilidad financiera sensible a ser manejado con las herramientas del riesgo crediticio no responde a un modelo teórico o empírico firme que contemple y precise los determinantes de la calidad de la cartera. Es en este sentido que la revisión de diferentes trabajos empíricos puede ser de enorme utilidad a la hora de sistematizar un conjunto de posibles variables macroeconómicas que eventualmente expliquen la evolución de la morosidad para el caso ecuatoriano, así como el signo esperado de estas relaciones. Entre las variables que conviene analizar por su posible relación con la morosidad y que son comúnmente destacadas en forma aislada o conjuntamente en algunos estudios empíricos, resaltaremos el ciclo del crédito, el ritmo de actividad económica, la tasa de interés del crédito, el tipo de cambio y la tasa de inflación.

2.3.1. El ciclo del crédito

Una causa de futuros deterioros de la cartera de crédito es la rápida expansión de las colocaciones en una fase de auge del ciclo económico; es decir, la actividad crediticia tiene un comportamiento pro-cíclico (Vera y Costa 2005, 4). Esto conlleva a pensar que cuando una economía se encuentra en su punto más alto o en un estado de auge (menores restricciones al crédito y mayores ventas e ingresos) los niveles de morosidad son inferiores a los registrados en una etapa de crisis (deterioro de ventas empresariales y menores ingresos familiares), pero la relajación de los estándares crediticios y el apetito por el apalancamiento financiero llevan a que en momentos posteriores los problemas de la cartera se acumulen, ocasionando problemas de rentabilidad a las entidades financieras. En efecto, en períodos de auge, las instituciones financieras suelen otorgar un mayor crédito bajo un escenario de optimismo que conlleva a sobreestimar la capacidad de pago de los acreedores de crédito, incrementando su

riesgo crediticio (Vallcorba y Delgado 2007, 12). Además, el crecimiento de las colocaciones por parte de los bancos responde a un intento de ganar una mayor cuota de mercado a fin de obtener más utilidades, lo cual puede ser contraproducente en el sentido de que esos recursos pueden ser asignados a créditos improductivos (Keeton 1999, 73). En este sentido, la tesis que involucra al ciclo crediticio como un determinante de la morosidad indica que los problemas de morosidad se originan, en buena medida, en las fases expansivas de la economía, y sus efectos se evidencian en momentos de ralentización de la actividad económica. La expansión del crédito incrementa con rezago la cartera morosa en la desaceleración y caída de la actividad real, en contraste con las expansiones cuando la morosidad más bien baja. En el plano empírico, Freixas, Hevia e Inurrieta (1994), concluyen justamente que la morosidad de los créditos tiene un comportamiento contracíclico, es decir, en la fase de expansión de la actividad económica la morosidad disminuye, y, en la fase de recesión el índice de incumplimiento incrementa. Sin embargo, la relación entre el ciclo económico y el indicador de morosidad no necesariamente puede ser inmediata, ya que probablemente pueden existir rezagos en su comportamiento (Freixas, Hevia e Inurrieta 1994, 146-147).

2.3.2. El ritmo de actividad económica

Ocasionalmente cuando las series empleadas para la estimación no son suficientemente largas como para mostrar varios ciclos de subidas y bajas, es difícil encontrar una relación sistemática entre bonanzas de crédito y vulnerabilidad financiera. En muchos casos, la literatura encuentra que lo que parece ser una constante es la presencia de ciclos recesivos previos a la ocurrencia de crisis bancarias. Así, en la fase descendente del ciclo una desaceleración del crecimiento o una caída en el producto señala un incremento en la morosidad y en consecuencia un deterioro en los índices de calidad de cartera. El razonamiento no carece de lógica, pues en las recesiones las ventas, el ingreso y/o la rentabilidad de las unidades deudoras disminuyen, comprometiendo los pagos al sistema financiero. Saurina y Salas (1998) hacen un señalamiento general al observar que “todos los estudios dejan claro que existe una relación negativa entre morosidad (de empresas y familias) y situación económica” (p. 402). Estudios más recientes, como Espinoza y Prasad (2010) confirman esta relación negativa entre la cartera en mora y el crecimiento del producto real. Beck, Jakubik y Piloii (2013) señalan incluso que es el producto la variable más importante que explica cambios en la morosidad de la cartera para un panel de datos de 75 países avanzados y economías emergentes, entre el 2000 y el 2010.

2.3.3. Las tasas de interés

Saurina (1998), puntualiza que entre el grupo de variables explicativas de la morosidad se encuentran aquellas que afectan a la liquidez. Es así que, frente a un incremento de los salarios, del precio de las materias primas o de los intereses de los créditos la estrechez o la necesidad de una mayor liquidez puede incrementar los problemas en las empresas. Para el caso de los hogares, ocurre algo similar ante un aumento de las tasas de interés. Es así que una política muy agresiva y al alza en el manejo de las tasas de interés podría ocasionar un deterioro en la cartera de crédito de las entidades financieras (Stiglitz y Weiss 1981, 408).

En un análisis para el caso peruano, se determinó que, en términos generales, los cambios en las tasas de interés promedio de crédito afectan en el mismo sentido al *ratio* de la morosidad de la cartera. No obstante, el análisis a nivel de instituciones no refleja un comportamiento estandarizado del índice de morosidad frente a variaciones en el costo del crédito (Muñoz 1998, 117). Berge y Boye (2007) en su trabajo elaborado y citado en Mancheno (2018) corroboraron la existencia de una correlación alta entre el costo del crédito y los créditos incobrables. Es decir que, frente a mayores tasas de interés se registrarían un número superior de los préstamos con problemas, debido a la atracción de clientes de mayor riesgo (por problemas relacionados con la asimetría de la información).

Por su parte, Saurina (1998) consideró en su estudio a la tasa de interés nominal en lugar de la tasa de interés real. La modelización efectuada a través de Datos de Panel arrojó como resultado un coeficiente positivo entre la morosidad y la tasa de interés, pero poco significativo. El trabajo de Méndez, Durán y Muñoz correspondiente al año 2001 (citado en Vera y Costa 2005) destaca por su hallazgo de falta de relación entre las tasas de interés activas reales y el indicador de morosidad. Este comportamiento es atribuido a la relativa estabilidad de estas tasas.

2.3.4. El tipo de cambio real

Aguilar, Camargo y Saravia (2004) determinaron que el tipo de cambio real es un factor macroeconómico relevante para explicar el comportamiento de la calidad de cartera. En este sentido, mencionan que “incrementos en el tipo de cambio real pueden estar asociados a que los precios domésticos suban más rápido que los de los socios comerciales lo cual significa un deterioro relativo de la capacidad adquisitiva local.” (Aguilar, Camargo y Saravia 2004, 91).

En este sentido, al registrarse una depreciación fuerte de la moneda local, los ingresos de los agentes económicos, tanto de las familias como de las empresas, se reducirán de forma considerable (por el encarecimiento de insumos y presiones de liquidez), lo cual conllevaría a dificultades para cumplir con sus responsabilidades crediticias (Díaz 2009, 7). Por otra parte, Guillén concluyó que únicamente en el caso de los bancos grandes el tipo de cambio no explica los incrementos en la cartera atrasada, lo que podría responder a una mejor selección de sus clientes en el portafolio de crédito por monedas (Guillén 2002, 100).

2.3.5. Otras variables macroeconómicas

En algunos estudios empíricos se consideran otras variables macroeconómicas para las estimaciones del riesgo de la cartera crediticia. Díaz (2018) destaca el papel que juega el *ratio* entre la deuda pública y el PIB sobre la economía y sus consecuencias futuras sobre la morosidad de la cartera bruta de consumo del Ecuador (Díaz 2018, 58). De manera similar, la relación deuda PIB de las familias y empresas puede advertir de una posible condición de impago. (Saurina 1998, 413-415). Vallcorba y Delgado determinaron que aún en escenarios desfavorables, como caídas importantes en los salarios en dólares, no se registró un incremento sustancial en la morosidad del crédito uruguayo (Vallcorba y Delgado 2007, 35). Finalmente, Mancheno comprobó la existencia de una relación positiva entre el nivel de endeudamiento sectorial y la aceleración de la morosidad, para el caso ecuatoriano (Mancheno 2018, 35).

2.4. Revisión de la literatura: Evidencia empírica

Las investigaciones alineadas en comprender la afectación del comportamiento de ciertas variables en el crecimiento de la tasa de morosidad incluyen información macroeconómica, microeconómica o una combinación de ambas. En primera instancia vamos a sintetizar aquellos trabajos que analizan la morosidad y sus determinantes para conjuntos de países, y, en párrafos posteriores se incluirán estudios de países de forma individual. Se finaliza con una reseña de las investigaciones que abordan la calidad de la cartera y sus factores determinantes, para el caso ecuatoriano.

Ali y Daly (2010) mediante el uso de un modelo de regresión logística indagaron sobre los determinantes macroeconómicos que inciden en la morosidad del crédito de Estados Unidos y Australia, en el período: primer trimestre 1995-segundo trimestre 2009. Las variables macroeconómicas consideradas en el estudio fueron: el PIB, las tasas de interés, el índice de

producción industrial, las tasas de incumplimiento y el *ratio* entre deuda pública y PIB. La modelización permitió determinar, en los dos países, la existencia de una relación negativa entre la actividad económica y la morosidad; por su parte, la relación entre el porcentaje de deuda pública sobre PIB y el indicador de incumplimiento es positiva. Se destaca que la relación deuda pública y PIB registró un mayor impacto sobre la calidad de la cartera, tanto para el caso de Estados Unidos como para Australia.

Por su parte, Espinoza y Prasad (2010) enfocaron su investigación en conocer los determinantes de la morosidad en el sector bancario de los países pertenecientes al Consejo de Cooperación para los Estados Árabes del Golfo (GCC, por sus siglas en inglés), en el período 1995-2008. La metodología empleada fue datos de panel dinámicos que incorporó información de 80 bancos. Los resultados empíricos confirman que el nivel de los préstamos en mora es determinado tanto por factores macroeconómicos como de las características específicas de las instituciones financieras. Es así como, se destaca una relación inversa y significativa entre el PIB real (no petrolero) y la morosidad, mientras que la tasa de interés y el crecimiento del crédito (rezagado) mostraron una relación positiva.

Castro (2012), analizó la relación existente entre ciertas variables macroeconómicas y el riesgo de crédito bancario¹² para un grupo de países que incluye Grecia, Irlanda, Portugal, España e Italia, para el período que va desde el primer trimestre de 1997 hasta el tercer trimestre de 2011. El estudio basado en datos de panel dinámicos permitió concluir que la morosidad es afectada significativamente por el entorno macroeconómico. Es así que, el riesgo de incumplimiento disminuye cuando incrementa el PIB y disminuyen con los precios de las acciones. Por el contrario, la morosidad aumenta frente a mayores tasas de desempleo y tasas de interés, con las apreciaciones del tipo de cambio y las expansiones crediticias. En esta misma línea, otra investigación que se basó en la metodología de datos de panel para estudiar los determinantes macroeconómicos de la calidad de la cartera fue el realizado por Beck, Jakubik y PiloIU (2013). Este trabajo incluyó la información de 75 países, incluidas economías desarrolladas y emergentes. La aplicación de modelos de efectos fijos y dinámicos permitió evidenciar que el crecimiento contemporáneo del PIB tiene una relación negativa con la morosidad, sin embargo, al rezagar un período al PIB esta relación se invierte, lo que indicaría que un incremento del PIB incrementaría el deterioro en la cartera de crédito. Los

¹² El riesgo de crédito bancario se obtiene de los balances de los bancos y es medido como la relación entre el total de préstamos en mora de los bancos y el total de los préstamos brutos.

autores atribuyen este comportamiento a la relajación de los controles a los créditos en etapas de auge económico. Además, el estudio concluye que el tipo de cambio nominal y la tasa de interés tienen un efecto positivo con el indicador de morosidad.

Makri, Tsagkanos y Bellas (2014) se plantearon el objetivo de identificar los factores que influyen en la tasa de morosidad de los sistemas bancarios de la Eurozona, para el período 2000-2008. A través de la aplicación econométrica del Método de Momentos Generalizados (GMM, por sus siglas en inglés) para datos de 14 países, determinaron la existencia de una fuerte correlación entre la morosidad y diversos factores macroeconómicos y específicos de las instituciones financieras, revelando la vinculación de la calidad de la cartera y el estado de la economía de los países de la zona euro. Las variables macroeconómicas analizadas fueron: la deuda pública, el desempleo y el PIB; mientras que las series propias de los bancos fueron: la tasa de morosidad del año previo, el coeficiente de capital y el indicador de rentabilidad (ROE).

Bajo la misma aplicación metodológica, la investigación de Skrabic y Konjusak (2017) se enfocó en analizar la influencia de variables macroeconómicas y específicas de los bancos en la morosidad en once países que son parte de Europa Central y Oriental (CEE, por sus siglas en inglés) durante el período 1999-2013. La modelización permitió determinar que el crecimiento del PIB y la tasa de interés son variables importantes en el comportamiento de la morosidad, es así que, la primera, tiene una influencia negativa en el indicador de impago. Por su parte, el indicador de rentabilidad (ROE) reportó una incidencia negativa sobre la calidad de la cartera. Además, el análisis de la afectación de tres tipos de crecimientos del crédito sobre los préstamos morosos estableció que se requieren al menos de dos años para que el incremento del crédito influya en el aumento de la morosidad (Skrabic y Konjusak 2017, 81). Por otra parte, Saurina (1998), analizó los determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas contemplando el impacto del ciclo económico (variables agregadas) y las políticas crediticias de cada entidad (variables microeconómicas), en el período 1985-1995. Utilizando Datos de Panel dinámicos los principales resultados que obtuvo fueron: i) el nivel de endeudamiento de las familias tiene un efecto negativo sobre la morosidad al igual que el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) (de forma contemporánea y con un desfase) y el margen de intermediación, y ii) el crecimiento del crédito, el tipo de interés, una mayor cuota de mercado y la cartera sobre el total de activos tienen un efecto positivo sobre la morosidad.

Un estudio para el caso peruano fue el elaborado por Jorge Muñoz (1999) quien comprobó que la calidad de la cartera está determinada por factores bancarios individuales, condiciones macroeconómicas y variables que reflejen la situación general del sistema bancario. Mediante el análisis de Datos de Panel se demostró que la evolución del índice de morosidad es contracíclico, además que, el crecimiento económico y las tasas de interés activas tienen un efecto negativo sobre la morosidad.

A continuación, Guillén (2002), para evaluar el impacto de factores internos y externos en la morosidad bancaria del Perú, usó la información de 16 bancos (agrupados de acuerdo al tamaño de sus activos) y estimó un modelo de Datos de Panel con efectos fijos. Los resultados de esta investigación determinaron que la demanda interna y el tipo de cambio (factores externos) explican significativamente la morosidad de los bancos, considerando que el tamaño de la institución afecta su sensibilidad.

Otra investigación que considera factores agregados y específicos para encontrar los determinantes de la calidad de la cartera de los préstamos de los bancos es el desarrollado por Aguilar, Camargo y Saravia (2004) para el caso peruano. Para el efecto, se realizó un modelo dinámico de datos de panel que incorpora variables agregadas (representan el entorno económico) y microeconómicas (capturan características propias de cada entidad). Entre los principales hallazgos se destaca que, la morosidad¹³ se relaciona negativamente con el ciclo de la actividad económica, al igual que el spread real de las entidades, el margen de intermediación, la rentabilidad financiera, el grado de diversificación de un banco, el crecimiento de las colocaciones rezagadas y la cuota de mercado de cada entidad. Finalmente, se evidenció que la política de tasas de interés y el crecimiento de las colocaciones sólo son relevantes en la banca especializada.

Vera y Costa (2005) centraron sus esfuerzos en estimar econométricamente el impacto de ciertos agregados macroeconómicos sobre el nivel de morosidad de la cartera de crédito del sistema bancario en Venezuela, en el período 2002 – 2004 (con información trimestral). El análisis a través de un modelo ADL estimados con mínimos cuadrados ordinarios permitió determinar que la calidad de la cartera se explica así misma por sus valores rezagados (1 y 2)

¹³ En este estudio, como variable endógena se utilizaron los tres indicadores de calidad de cartera existentes en Perú: tasa de morosidad o cartera atrasada, cartera de alto riesgo y cartera pesada. Al hacer referencia al concepto de tasa de morosidad se aplica a cualquiera de los tres indicadores señalados.

y que la inflación incide sobre la cartera inmovilizada después de dos trimestres. Por su parte, la tasa de interés y el PIB total mostraron una relación contemporánea significativa con la morosidad.

En 2007, Vallcorba y Delgado por medio de un análisis de cointegración y de modelos de corrección de errores comprobaron la existencia de relaciones de largo plazo entre la morosidad de los bancos uruguayos y ciertas variables macroeconómicas, en el período 1989 - 2006. Se obtuvo evidencia de que un mayor nivel de salarios en dólares y un menor nivel de los tipos de interés, a largo plazo, se traduce en menores *ratios* de morosidad.

Adicionalmente, se calcularon elasticidades a largo plazo y ejercicios de simulación, los cuales determinaron que antes aumentos significativos de los tipos de interés, descensos de los salarios en dólares y estancamiento en la economía, no se registró un incremento sustancial en la morosidad.

El análisis de la morosidad en el sistema financiero boliviano, realizado por Oscar Díaz (2009), se basó en la metodología de datos de panel, la cual determinó que, en el período 2001-2008 las restricciones de liquidez (tasas de interés activas), la devaluación de la moneda nacional y el mayor endeudamiento de las empresas tienen efectos sobre la morosidad. Es así que, un mayor ritmo de expansión en los períodos anteriores, una menor diversificación del activo, un mayor desgaste de los márgenes de intermediación tiene un efecto positivo sobre la morosidad.

Por su parte, Bebczuk y Sangiácomo (2008) examinaron el comportamiento irregular de la cartera de préstamos empresariales en el sistema bancario argentino, para el período 1999-2005. La metodología empleada fue la estimación de datos en panel y la aplicación de modelos binarios. Las principales conclusiones apuntan a una alta correlación de la cartera irregular con el ciclo económico durante los años de análisis, interrumpida por la crisis en 2002-2003. Este comportamiento responde a la relajación en la regulación y en su cumplimiento efectivo. Los resultados de los modelos de probabilidad evidencian que ciertos factores microeconómicos como el tamaño de la deuda, el tipo de garantía de los préstamos y el tipo de banca, inciden en un incremento de la cartera irregular.

El estudio econométrico de la morosidad realizado por Coral (2010) discrimina al sistema bancario y a las instituciones microfinancieras del Perú. Su principal objetivo fue identificar

cuáles son las variables (macroeconómicas y microeconómicas) que afectan a la tasa de morosidad durante el período enero 2004-julio 2009, mediante la aplicación de Datos de Panel. Esta investigación señala que los resultados obtenidos difieren entre el tipo de entidad financiera, ya que, los niveles de significancia de las variables son distintas entre los bancos, las cajas municipales de ahorro y crédito y las microempresas.

En 2012, Louzis, Vouldis y Metaxas examinaron los determinantes de la morosidad en el sector bancario de Grecia para cada categoría de préstamos (de consumo, comerciales e hipotecarios). La motivación de este estudio fue que aspectos macroeconómicos y específicos de la entidad financiera tienen efectos en la calidad de los préstamos, los cuales podrían variar dependiendo del tipo de crédito otorgado. Utilizando el método de Datos de Panel dinámicos determinaron que ciertas variables macroeconómicas como el PIB, la tasa de desempleo, los tipos de interés y la deuda pública pueden explicar la morosidad. Adicionalmente, se enfatiza en las distinciones del impacto de estas variables, de acuerdo al segmento de crédito. Así, los préstamos de consumo son más sensibles a cambios en las tasas de interés activas, los comerciales al crecimiento del PIB; y, por su parte, los créditos hipotecarios son los menos sensibles a *shocks* en variables macroeconómicas.

Granados (2012) se planteó como objetivo evaluar el comportamiento del *ratio* de morosidad (cartera vencida/cartera bruta) en el sistema financiero colombiano ante *shocks* de las variables macroeconómicas y también financieras. Las series consideradas en el modelo vectorial de corrección de errores (VEC) fueron: el PIB en niveles, la tasa de cambio real, la tasa de desempleo, la relación de activos y pasivos líquidos, la solvencia y la tasa para depósitos a término fijo (DTF) real en términos constantes. Los resultados arrojados señalan que la morosidad tiene una relación positiva con la tasa de desempleo y el índice de tasa de cambio real; mientras que con el PIB su relación es negativa.

En la misma línea metodológica se tiene a la investigación de Salcedo (2012), quien buscó identificar variables de índole macroeconómica que incidan en la morosidad de la cartera de crédito de todo el sistema financiero de la República Dominicana, en el período 2000-2012. Entre las principales contribuciones de este estudio destaca la relación importante entre la morosidad y ciertas variables macroeconómicas, como es el caso del nivel de la actividad económica, el desempleo, la inflación y tasa de interés activa, en el largo plazo; y, con la tasa de interés activa en el corto plazo.

Así mismo, Jordan y Tucker utilizando el modelo vectorial de corrección de errores analizaron la afectación de ciertas variables macroeconómicas en la cartera vencida en las Bahamas, en el período septiembre 2002 a marzo 2012 (trimestres). Los hallazgos relevantes de esta investigación son que el crecimiento de la actividad económica tiende a disminuir la cartera vencida en el corto y largo plazos. Adicionalmente, puntualizan que se evidenció un efecto de retroalimentación entre la cartera vencida y el PIB (Jordan y Tucker 2013, 425). De igual forma, Cárdenas y Salazar se plantearon el objetivo de determinar el deterioro de la cartera de crédito de consumo y comercial de las entidades financieras frente a variaciones macroeconómicas y microeconómicas para el caso colombiano, en el período 2002-2015. Mediante el uso econométrico del método de Mínimos Cuadrados determinaron que el índice de precios al consumidor, la tasa de desempleo y la tasa de intervención, son las series macroeconómicas que inciden en el indicador de cartera vencida. Por su parte, el crecimiento de los desembolsos de la cartera de consumo, el margen de intermediación y la relación de solvencia de las entidades financieras son las variables microeconómicas que afectan el comportamiento de la morosidad de esta cartera. Referente a la cartera comercial, los resultados señalan relaciones significativas con el comportamiento del PIB, la tasa de cambio, el índice de precios al consumidor y el crecimiento de los desembolsos (Cárdenas y Salazar 2017, 44).

Ecuador ha sido también caso de estudios previos, a continuación, se sintetizan las investigaciones desarrolladas en torno a la incidencia de variables macroeconómicas y microeconómicas en la calidad de la cartera, para el caso ecuatoriano.

Quiñónez analizó los factores macroeconómicos y microeconómicos determinantes de la morosidad de los créditos otorgados por el sistema bancario privado del Ecuador, en el período primer trimestre 1995 – primer trimestre 2005. La modelización se basó en Datos de Panel dinámicos con el objetivo de captar la heterogeneidad de cada banco sobre los niveles de morosidad. Los determinantes macroeconómicos se clasificaron en variables relacionadas con: la actividad económica, el grado de liquidez de los agentes y el nivel de endeudamiento. Mientras que los indicadores que contienen las variables microeconómicas se agrupan en: política de colocaciones, precios relativos, capacidad de control, riesgo de negocio, solvencia, indicadores de rentabilidad y concentración (Quiñónez 2005, 54).

Los resultados de este estudio determinaron que la calidad de la cartera de los créditos bancarios tiene un componente auto-regresivo importante. Además, se encontró evidencia que la calidad de la cartera ecuatoriana tiene un comportamiento contracíclico. Las variables macroeconómicas que explican la morosidad y tienen una relación directa son: el nivel de endeudamiento de los agentes (total de colocaciones sobre el PIB) y el tipo de cambio real. En relación a los factores microeconómicos, se tiene que el spread real de las entidades y las colocaciones inciden negativamente en la morosidad, y que, el grado de diversificación de un banco tiene una relación positiva. Finalmente, se indica que a partir de la dolarización se registró una mejor calidad de la cartera (Quiñónez 2005, 63-67).

Por su parte, Fiallos (2017) con el objetivo de identificar la afectación de ciertas variables macroeconómicas sobre los niveles de morosidad del sistema bancario privado del Ecuador, realizó un análisis discriminante y un análisis de regresión múltiple. Los datos utilizados tuvieron una frecuencia trimestral y contemplan el período 2001-2014. Las series macroeconómicas consideradas en este estudio fueron: el PIB, las exportaciones, el índice de precios al consumidor (IPC), la desocupación total, la tasa de interés activa y la inversión extranjera directa (IED). El resultado de las estimaciones permitió determinar que el logaritmo del PIB, la inflación, la tasa de desempleo total y la tasa de interés activa no afectan de manera significativa al nivel de morosidad.

Con la finalidad de establecer los determinantes que inciden en la calidad de la cartera bruta de consumo en el Ecuador, Díaz utilizó la metodología de Datos de Panel dinámico, para el período que va del primer trimestre de 2010 al cuarto trimestre de 2017. Los resultados de este estudio confirman la relación negativa existente entre el crecimiento anual del PIB y la morosidad, mientras que el desempleo urbano, la tasa de interés activa efectivo promedio, el *ratio* deuda pública sobre PIB, la intermediación financiera y el ROE mantienen una relación positiva en la calidad de la cartera de consumo. Además, se determinó que el PIB y la tasa de interés activa efectiva son variables con efectos contemporáneos con la morosidad, mientras que, el desempleo urbano, el margen de intermediación y el ROE tienen un efecto rezagado de un período sobre la morosidad (Díaz 2018, 57-59).

Mancheno (2018) se planteó la hipótesis de la existencia de una relación positiva entre el nivel de endeudamiento sectorial y la aceleración de la morosidad. Para el desarrollo de su investigación empleó un modelo de Datos de Panel anual (período 2008-2014) que incorpora

la información de diecisiete sectores productivos del Ecuador. Los primeros resultados arrojaron que el endeudamiento sectorial y la tasa de interés tienen una relación positiva y significativa sobre la morosidad, mientras que, el crecimiento del PIB, los salarios y la apertura comercial influyen de forma negativa al indicador de morosidad de la cartera comercial privada. Se resalta que el coeficiente más relevante está asociado al ciclo económico, ya que una variación del 1% en el PIB provocaría una disminución de 2.11% en el indicador de morosidad. Finalmente, las actividades con el mayor índice de morosidad promedio son: hogares en calidad de empleadores, actividades profesionales y técnicas, entretenimiento y recreación y sector agricultor (Mancheno 2018, 35).

Si bien, los estudios empíricos y esencialmente econométricos sobre los posibles determinantes de cambios en la calidad de cartera crediticia se han concentrado en variables específicas vinculadas al comportamiento de los bancos, la revisión que hemos hecho indica un creciente número de estudios que intentan indagar las vinculaciones de la calidad de la cartera con el comportamiento de ciertas variables macroeconómicas. Este vínculo es importante pues permitiría conocer el alcance y cómo influyen los efectos sistémicos (que afectan a todo el sistema) sobre la calidad del crédito. De acuerdo a la revisión previa, se evidencia además un escaso número de investigaciones que se enfocan en el análisis de la incidencia de variables macroeconómicas en el comportamiento de la calidad de la cartera del Ecuador. El aporte de la presente investigación consiste justamente en el análisis de la inclusión de variables macroeconómicas para analizar su posible afectación en la morosidad de los bancos privados, pero también y en forma separada en las cooperativas de ahorro y crédito segmento 1. En ese sentido, la revisión de la literatura es útil pues permite no andar a ciegas y sirve de guía y referencia en la selección de las variables que pueden ser potencialmente útiles en para contrastar empíricamente en el caso ecuatoriano.

Capítulo 3

Marco metodológico

De acuerdo a la revisión de la literatura, los estudios realizados para indagar la incidencia de variables macroeconómicas en el comportamiento de la morosidad han enfocado sus esfuerzos en la aplicación de diversas metodologías, tal es el caso de modelos de regresión logística, modelos de identificación estructurales con método de momentos generalizados, datos de panel y modelos de vector de corrección de errores (VEC).

Esta investigación se basará en el desarrollo de modelos de vector de corrección de errores que, a diferencia de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) impone la restricción de cointegración entre las variables. Además, los modelos VEC permitirán especificar un equilibrio de largo plazo y la dinámica de corto plazo entre las variables en análisis.

En este sentido, se aplica la teoría de series temporales referente a la estacionariedad y pruebas de raíz unitaria sobre cada serie, referente a la posibilidad de que exista uno o más vectores de cointegración y un posible modelo de vector de corrección de error con la finalidad de verificar la posible relación entre la morosidad, la variación del Producto Interno Bruto, el desempleo, la inflación anual, el tipo de cambio real, la tasa de interés activa y la variación del volumen de crédito. Este análisis para el caso de los bancos privados y las cooperativas de ahorro y crédito.

A continuación, se revisarán las principales definiciones metodológicas que aportan al desarrollo de esta investigación.

3.1. Estacionariedad y pruebas de raíz unitaria

Las series de tiempo macroeconómicas y financieras tienen que afrontar ciertos problemas, ya que, suelen presentar tendencia o están afectadas por persistentes innovaciones en el proceso, es así que, con la finalidad de resolver estos problemas o comprender sus efectos, es indispensable verificar su estacionariedad (Mahadeva y Robinson 2009, 61-62).

Para el análisis de estacionariedad se utilizan los contrastes de raíz unitaria, en los cuales el rechazo de la existencia de raíz unitaria determina que la serie es estacionaria. Por el contrario, si la serie cuenta con raíz unitaria, la serie es no estacionaria, es decir, sigue un

proceso generador de datos integrado de orden “d”; Este orden equivale al número de veces que se debe diferenciar (Δ) la serie para que sea estacionaria (Gujarati y Porter 2010, 744-747).

La validación estadística de la estacionariedad de una serie se puede realizar a través de las pruebas de raíz unitaria, tal es el caso de la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS). Dickey y Fuller desarrollaron una prueba que considera que, el término del error está correlacionado; esta es la prueba DFA. Por su parte, Phillips y Perron utilizan métodos estadísticos no paramétricos para evitar la correlación serial en los términos del error, sin añadir términos de diferencia rezagados (Gujarati y Porter 2010, 757-758). La hipótesis nula de estas dos pruebas es que hay presencia de raíz unitaria (la variable no es estacionaria); mientras que, la prueba KPSS utiliza una hipótesis nula de estacionariedad.

Para determinar la relación entre series de tiempo, es indispensable analizar los resultados de estas pruebas, ya que, si las variables no son estacionarias las relaciones que pueden encontrarse con un estimador mínimo de cuadrados ordinarios (MCO) pueden ser espurias. Aun con el mismo grado de integración será incluso indispensable realizar un análisis de la relación a largo plazo de las variables, denominado análisis de cointegración.

3.2. Cointegración

Prácticamente toda la literatura econométrica clásica se basaba en el supuesto de que las variables son estacionarias. Sin embargo, la mayoría de las variables que aparecen en los modelos econométricos de series temporales no lo son. Esto tiene importantes consecuencias, tanto para la formulación de los modelos como para la distribución de sus estimadores. La teoría econométrica señala la posibilidad de realizar regresiones espurias en las que no se refleje una relación económica verdadera entre las variables analizadas. Esto, puede darse al intentar relacionar series con raíz unitaria por mínimos cuadrados ordinarios, y de ser así, lo que se estaría conectado son sus tendencias estocásticas. En el estudio realizado por Granger y Newbold en 1974 se mostró que muchas de las relaciones aparentemente significativas entre las series económicas no estacionarias en los modelos econométricos existentes podían ser espurias (Granger y Newbold 1994, 118). Entre los trabajos que identificaron estas dificultades cuando aplicaron herramientas tradicionales de la correlación y la regresión a los datos de series de tiempo, se pueden enunciar a Yule (1926), Hendry (1980) y Philips (1986).

A pesar de esto, es posible encontrar relaciones entre series económicas estacionarias si se encuentra al menos un vector que las relacione linealmente y que, además, anule sus tendencias estocásticas. Esta relación se denomina cointegración y, el vector que permite identificar una relación de largo plazo entre las variables no estacionarias se conoce como vector de cointegración (Zuccardi 2002, 141).

Por su parte, la teoría económica sugiere relaciones de equilibrio que son funciones estacionarias de las variables originales. Es decir que, los desequilibrios son transitorios y, por lo tanto, estacionarios. En otras palabras, dos o más series de tiempo están cointegradas si no son estacionarias o tienen el mismo nivel de integración de orden I (1), y existe una combinación lineal entre ellas cuyo orden de integración es un grado menor. La cointegración garantiza eventualmente una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables.

Entre los métodos de análisis de cointegración más utilizados son el de Engle y Granger (1987) y el de Johansen (1991). Por su parte, Engle y Granger, en su trabajo de 1987, fueron los precursores en desarrollar la metodología de la cointegración, la cual propone que una combinación lineal de series no estacionarias puede ser estacionaria, lo cual sugiere que la relación estimada convergerá al equilibrio en el largo plazo (Engle y Granger 1987, 251). A criterio de algunos analistas, esta metodología presenta ciertas limitantes. En primer lugar, no provee estimaciones de todos los posibles vectores de cointegración entre las variables y tampoco un procedimiento para realizarlo (Vera 2003, 127). Además, en el método Engle y Granger los valores críticos son sensibles al tamaño de la muestra, ya que de acuerdo a lo señalado por Banerjee et al. (1986) e Inder (1993), en muestras pequeñas, existe el riesgo de sesgo en vectores de cointegración estimados por mínimos cuadrados.

En cuanto al método de cointegración propuesto por Johansen (1988, 1991), este permite validar la presencia de múltiples vectores de cointegración entre las variables, permitiendo enfocarse no sólo en modelos uniecuacionales como la metodología propuesta por Engle y Granger, sino que es aplicable a sistemas de ecuaciones (Johansen 1991, 1565). El método de Johansen identifica tests secuenciales que permiten determinar el número de vectores de cointegración. De esta manera, este método puede ser visto como una aproximación de segunda generación, ya que se construye directamente en la estimación de máxima verosimilitud (Granger y Newbold 2004, 92).

Johansen (1988) presenta dos tests para probar la presencia de cointegración; el test de la traza y el test de máxima verosimilitud. El test de la traza está dado por (1):

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (1)$$

La hipótesis nula es que existe al menos r vectores de cointegración.

El test de máxima verosimilitud, de acuerdo a (2):

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (2)$$

T representa el número de observaciones, $\widehat{\lambda}_{r+1}$ corresponde al r -avo autovalor que se obtiene por la resolución del determinante de una ecuación asociada con la matriz del momento del producto de los residuos (construida a partir de las matrices de los residuos). La prueba evalúa la hipótesis nula de que existen exactamente r vectores de cointegración contra la alternativa de $r+1$ vectores (Vera 2003, 128).

Johansen y Juselius (1990) proporcionan los valores críticos para los tests anteriores. Si el valor calculado del test estadístico es mayor que el valor crítico de las tablas de Johansen, se rechaza la hipótesis nula de que son r vectores de cointegración, en favor de la alternativa de que son $r+1$ (para λ_{trace}) o más de r (para λ_{max}).

3.3. Modelo de Vectores de Corrección de Errores (VEC)

El Modelo de Vectores de Corrección de Errores (VEC, por sus siglas en inglés) es una metodología econométrica que permite el análisis de series de tiempo multivariado, su principal característica es que las variables de estudios mantienen una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas.

Los modelos VEC son una extensión de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) restringido y diseñado especialmente para series no estacionarias que presentan una relación de cointegración. Estos modelos también incluyen la dinámica de ajuste de las variables a corto plazo, así como el restablecimiento de la relación de equilibrio en el largo plazo.

Para Arias y Torres (2004), un modelo VEC brinda mayor información que un modelo VAR, ya que ante un shock inesperado que provoque que las variables se salgan de su relación de equilibrio de largo plazo, este modelo incluye la dinámica de ajuste de las variables de corto plazo, como el restablecimiento de la relación de equilibrio en el largo plazo.

Por otra parte, se debe considerar que, para estimar un modelo VAR las variables en estudio deben ser estacionarias a nivel, caso contrario, se pueden realizar modelizaciones con variables no estacionarias siempre y cuando tengan condiciones de cointegración; ya que se puede hallar al menos un vector que las relacione linealmente y que anule sus tendencias estocásticas; tal es el caso del modelo VEC.

Así, el modelo de Johansen parte de un modelo VAR de orden p denotado por (3):

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde Y_t es un vector de k variables integradas de orden 1. ε_t es un vector de innovación. Se puede reescribir el VAR como se muestra en (4):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_k \quad \Gamma_i = \sum_{j=i+1}^p A_j$$

En este sentido, si la matriz de coeficientes Π tiene un orden de reducido $r < k$, entonces existen $k * r$ matrices α y β de orden r , tal que $\Pi = \alpha \beta' y \beta' y_t$ es estacionaria donde:

- Πy_{t-1} representa al término de corrección del error
- r corresponde al orden de cointegración
- Cada columna de β representa el vector de cointegración
- Los coeficientes de α representan a los coeficientes de ajuste en el modelo de corrección de errores.

De manera general un modelo de corrección de errores es la que se muestra en la ecuación (4), y, al reemplazar la matriz Π por su expresión equivalente se tiene a (5):

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde los siguientes símbolos representan:

- α : vector de velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo
- β' : vector de cointegración
- Γ : matriz de coeficientes a estimar (parámetros dinámicos de las variables retardadas)
- ε_t : vector de residuos
- p : número de retardos.

El método de Johansen estima la matriz Π en forma restringida. En cuanto al número de relaciones de cointegración, si se tiene k variables endógenas (con raíz unitaria), puede haber desde 0 a $k-1$ relaciones de cointegración.

En función de lo señalado y de acuerdo con Novales (2017), los modelos VEC van más allá de los VAR, ya que incluyen la dinámica de ajuste de las variables en el corto plazo cuando ocurre un *shock* inesperado que hace que se aparten transitoriamente de su relación de equilibrio de largo plazo, y, el restablecimiento de la relación de equilibrio en el largo plazo, siendo la velocidad de ajuste hacia el equilibrio una información primordial para el análisis (Novales 2003, 48).

En el siguiente capítulo se presenta la aplicación metodológica propuesta para analizar las series temporales de las variables de interés en nuestro estudio, a saber: la morosidad de los bancos privados, la morosidad de las cooperativas de ahorro y crédito, las tasas de interés activas, el tipo de cambio real, la variación del volumen de crédito, la inflación anual y el desempleo total.

Capítulo 4

Resultados empíricos

En este capítulo se examina la incidencia de variables macroeconómicas en la calidad de la cartera. Las series consideradas son la variación del Producto Interno Bruto, el tipo de cambio real, la tasa de inflación anual y el desempleo total. Las series que permiten distinguir el análisis entre bancos privados y cooperativas de ahorro y crédito son las tasas de interés activas, la variación del volumen de crédito y la morosidad. Para el estudio empírico se considera información estadística desde el primer trimestre de 2008 al cuarto trimestre de 2019.

4.1. Datos y análisis univariante de las series

El Producto Interno Bruto (PIB) se define como el valor monetario total de los bienes y servicios finales producidos en el país en un período de tiempo; su tasa de variación es considerada como el principal indicador de la evolución de la economía de un país. Las cifras trimestrales se obtuvieron de las Cuentas Nacionales Trimestrales publicadas por el Banco Central del Ecuador. Los valores reales corresponden a la oferta y utilización de bienes y servicios expresado en miles de dólares de 2007.

El tipo de cambio real (TCR) es la variable que relaciona los precios de los bienes de una economía frente a los de sus principales socios comerciales. Para el caso ecuatoriano el TCR es el índice de precios de una cesta de productos que corresponden a los principales socios comerciales del país y ajustado por un índice de precio doméstico y medidos esos precios relativos en una moneda común.¹⁴ Es así que, esta serie permite determinar, en términos de precios, los cambios en la competitividad de un país. Una disminución (apreciación) del TCR refleja un deterioro de la competitividad externa; mientras que, ante un incremento (depreciación) hay estímulos para producir bienes transables que serán vendidos en el extranjero (Rodríguez 1999, 6). Para obtener las cifras trimestrales se obtuvieron las cifras mensuales y se realizó un promedio simple de los datos de los meses correspondientes a cada trimestre.

¹⁴ Hasta diciembre de 2007, el BCE publicó el tipo de cambio real con año base 2007, el cual se calculaba usando una muestra representativa de 22 países que en ese momento eran los principales socios comerciales. A partir de enero 2018, el BCE publicó este índice con el nuevo año base 2014, el cual considera una canasta representativa de 16 países que constituyen los principales socios comerciales del Ecuador.

Para obtener la tasa de inflación anual se considera al Índice de Precios al Consumidor (IPC) el cual permite medir la variación de precios en el tiempo de una canasta de bienes y servicios representativos del consumo nacional de los hogares. De acuerdo a la metodología utilizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos -INEC (2019, 21), mensualmente, se levantan aproximadamente 25,350 tomas de precios para los artículos que conforman los 359 productos de la canasta de bienes y servicios del IPC del área urbana de las ciudades con mayor representación demográfica y gasto de consumo;¹⁵ el año base del este indicador es el 2014. Existen tres medidas de precios o tipos de inflación: mensual,¹⁶ anual y acumulada.¹⁷ En este estudio se utilizará la serie de la variación anual, que corresponde a la variación de precios del mes con respecto al mismo mes del año anterior, es decir, la variación de los últimos 12 meses. Las cifras trimestrales se obtuvieron a partir de un promedio simple de los datos de los meses correspondientes a cada trimestre.

La evolución laboral del Ecuador es examinada a través de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).¹⁸ Así, el desempleo total permite evidenciar estadísticamente a las personas que tienen 15 años y más que no estuvieron empleadas, en el período de referencia, y que presentan las siguientes características: i) no tuvieron empleo, ii) estaban disponibles para trabajar y iii) buscaron trabajo o realizar gestiones concretas para conseguir empleo o para establecer algún negocio en las cuatro semanas anteriores (INEC 2020, 13). Las cifras trimestrales del desempleo total se obtuvieron de los boletines de la evolución del mercado laboral publicados por el INEC.

Las tasas de interés activas de los bancos privados y de las cooperativas de ahorro y crédito corresponden a las tasas de interés activas efectivas¹⁹ publicadas en los boletines mensuales

¹⁵ Las 9 ciudades son: Quito, Guayaquil, Manta, Machala, Loja, Esmeraldas, Ambato, Cuenca y Santo Domingo de los Colorados

¹⁶ Variación de precios en el último mes.

¹⁷ Variación de precios del mes con respecto a diciembre del año anterior.

¹⁸ La ENEMDU constituye la fuente oficial de los indicadores de mercado laboral del país. El marco conceptual y metodológico sigue recomendaciones internacionales de la Organización Internacional del Trabajo (OIT).

¹⁹ Corresponden al promedio ponderado por monto de las tasas de interés efectivas pactadas en las operaciones de crédito concedidas por las entidades financieras obligadas a remitir esta información al BCE, de acuerdo con el Instructivo elaborado para tal efecto. Es así que, de acuerdo al Instructivo de Tasas de Interés, la tasa de interés activa efectiva (TEA) se calcula de acuerdo a lo siguiente:

$$TEA = \left[1 + i \times \frac{n}{360} \right]^{\frac{360}{n}} - 1$$

Donde:

- i corresponde a la tasa de interés nominal
- n representa la frecuencia de pago y cobro, en días.

de la evolución del monto de las operaciones activas y pasivas del Sistema Financiero Nacional del Banco Central del Ecuador. Las cifras trimestrales son el resultado de un promedio simple de los meses correspondientes a cada trimestre.

El volumen de crédito corresponde al monto de operaciones activas publicadas mensualmente por el Banco Central del Ecuador. La información de las operaciones activas incluye todas las operaciones nuevas y renovadas utilizadas durante el mes calendario, no se consideran operaciones reestructuradas, refinanciadas sobregiros ocasionales y contratadas. Así, el monto de operaciones activas corresponde a aquellas operaciones convenidas en las que se ha firmado el contrato de compromiso con el beneficiario y se ha desembolsado parte o la totalidad de la operación financiera que implica pagar o recibir una cantidad determinada en una fecha fija. Se dispone de información de volumen de crédito de los bancos privados y de las cooperativas de ahorro y crédito. Al igual que en las series anteriores, para obtener las cifras trimestrales se realizó el promedio simple de los meses correspondientes a cada trimestre y, finalmente, se obtuvo la variación anual.

El coeficiente de morosidad de cartera se emplea para detectar problemas de calidad de activos de la cartera de préstamos. De acuerdo a las fichas metodológicas de la Superintendencia de Bancos y de la Superintendencia de Economía Popular y Solidaria, la morosidad se mide como el porcentaje de la cartera improductiva²⁰ frente al total de la cartera²¹, es decir, se evidencia la proporción de la cartera que se encuentra en mora. Los *ratios* de morosidad se calculan para el total de la cartera bruta y por línea de crédito. Si este indicador incrementa, significa que las entidades financieras presentan problemas para recuperar la cartera. Las cifras trimestrales corresponden a los promedios simples de los meses correspondientes a cada trimestre.

El análisis de correlación entre la calidad de la cartera y las variables antes mencionadas, podría arrojar, con el debido cuidado, indicios de aquellas que se podrían seleccionar para una estimación econométrica. Así, el vector de correlación entre la morosidad de los bancos privados y las demás variables macroeconómicas, se presentan en la Tabla 4.1. El índice de

²⁰ La cartera improductiva son aquellos préstamos que no generan renta financiera a la institución financiera; y están conformados por la cartera vencida y la cartera que no devenga intereses.

²¹ Se refiere al total de la cartera de crédito de una entidad financiera sin deducir la provisión para créditos incobrables.

correlación de la morosidad de los bancos privados con la variación anual del PIB es superior a la correlación con las demás variables. De hecho, una mejora en la tasa de crecimiento del PIB se correlaciona con una baja en la cartera morosa. Así también, la morosidad presenta una mejor correlación con el tipo de cambio real que con las tasas de interés activas y la variación del volumen de crédito de los bancos privados. Por debajo quedan los índices de correlación de la morosidad de los bancos privados con la inflación anual y el desempleo urbano.

Tabla 4. 1 Vector de correlación entre la morosidad de los bancos privados y las demás variables

	VARPIB	TCR	INFANUAL	DESEMPLEO	TIBC	VARVLBC
MRBC	-0.72	-0.63	-0.26	0.18	-0.29	-0.40

Las variables denotan lo siguiente: MRBC representa la morosidad de los bancos privados, VARPIB la variación anual del PIB, TCR al tipo de cambio real, INFANUAL a la tasa de inflación anual, TIBC la tasa de interés activa de los bancos privados y VARVLBC la variación anual del volumen de crédito de los bancos privados. Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Por otra parte, se realizó similar análisis para el caso de las cooperativas de ahorro y crédito, los resultados se muestran en la Tabla 4.2. La correlación entre la morosidad de las cooperativas de ahorro y las tasas de interés activas de estas instituciones es la más alta entre las variables consideradas. Asimismo, la morosidad de las COAC está medianamente correlacionada con la variación del PIB y el tipo de cambio real. Mientras que, con la variación del volumen de crédito de las COAC, la tasa de inflación anual y el desempleo los niveles de correlación con la morosidad son mínimos.

Tabla 4. 2 Vector de correlación entre la morosidad de las cooperativas de ahorro y crédito y las demás variables

	VARPIB	TCR	INFANUAL	DESEMPLEO	TICP	VARVLCP
MRCP	-0.47	-0.45	-0.13	0.08	0.49	-0.17

Las variables denotan lo siguiente: MRCP representa a la morosidad de las cooperativas de ahorro y crédito, VARPIB la variación anual del PIB, TCR al tipo de cambio real, INFANUAL a la tasa de inflación anual, TICP la tasa de interés activa de las cooperativas de ahorro y crédito y VARVLCP la variación anual del volumen de crédito de las cooperativas de ahorro y crédito. Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Cabe mencionar que, al ser una primera revisión de las series a considerar en la modelización econométrica, no se descarta la posible inclusión de las variables con bajos niveles de correlación. A continuación, se implementa la metodología planteada en el capítulo previo.

4.2. Estacionariedad

El procedimiento para determinar el orden de integración de las series²² consistirá en el análisis de los contrastes de raíces unitarias. La síntesis de los resultados arrojados por las pruebas Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Philips-Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, And Shin (KPSS) se muestran en la Tabla 4.3.

Tabla 4. 3 Pruebas de raíz unitaria (variables en niveles)

	LN(MRBP)	VARPIB	LN(TCR)	VARVLBC	LN(MRCP)	LN(TICP)
Test ADF						
Valor del test	-2.561	-2.633	-2.496	-2.638	-2.498	-3.054
Valor crítico al 5%	-3.513	-3.521	-3.511	-1.948	-2.927	-3.509
Prob*	0.437	0.269	0.290	0.066	0.057	0.266
Test PP						
Valor del test	-1.850	-2.471	-1.861	-3.498	-1.631	-3.199
Valor crítico al 5%	-3.509	-3.509	-3.509	-3.509	-2.925	-3.509
Prob*	0.678	0.341	0.684	0.051	0.865	0.287
Test KPSS						
Valor del test	0.160	0.180	0.289	0.290	0.567	0.219
Valor crítico al 5%	0.146	0.146	0.146	0.463	0.463	0.146

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

El número de rezagos óptimos de las pruebas se determinó con el criterio de Scharwz.

ADF: Hipótesis nula: la variable no es estacionaria (presenta raíz unitaria).

PP: Hipótesis nula: la variable no es estacionaria (presenta raíz unitaria).

KPSS: Hipótesis nula: la variable es estacionaria.

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Los resultados de las pruebas ADF y PP sobre las variables en estudio indican que no se puede rechazar la hipótesis nula a un nivel de confianza del 5%, ya que los valores del test son superiores al valor crítico al 5% y los p-values (Prob*) son mayores al 0.05; es decir, que las series son no estacionarias (por lo menos cuentan con una raíz unitaria). Esto se confirma con la prueba KPSS, cuya hipótesis nula es que la variable es estacionaria; los resultados arrojados son mixtos en el caso de la variación del volumen de crédito de los bancos privados. Los resultados de las pruebas ADF y PP para las variables en primeras diferencias muestran que se puede rechazar la hipótesis nula, por lo tanto, estas series son estacionarias y tienen el mismo orden de integración (Tabla 4.4). En consecuencia, se cumple con la primera condición para encontrar una relación de cointegración entre las variables.

²² El análisis se realiza para las variables que registraron los índices más altos de correlación con la morosidad de los bancos privados y de las cooperativas de ahorro y crédito.

Cabe mencionar que, adicionalmente, se realizaron las pruebas de raíz unitaria a las series de inflación anual, desempleo, tasa de interés activa de los bancos privados y la variación del volumen de crédito de las cooperativas de ahorro y crédito. La inflación anual es estacionaria en su segunda diferencia cuando la prueba PP es aplicada, por lo tanto, no se podría considerar su inclusión en el análisis. El resto de las variables, por su parte, son estacionarias en sus primeras diferencias, por lo que cabe la posibilidad de ser incorporadas dentro de una relación de equilibrio de largo plazo con las demás variables del modelo (Anexo 2).

Tabla 4. 4 Pruebas de raíz unitaria (variables en primeras diferencias)

	LN(MRBP)	VARPIB	LN(TCR)	VARVLBC	LN(MRCP)	LN(TICP)
Test ADF						
Valor del test	-3.754	-5.714	-3.944	-7.602	-2.930	-4.701
Valor crítico al 5%	-3.518	-3.518	-3.511	-1.948	-2.927	-3.511
Prob*	0.038	0.000	0.006	0.000	0.005	0.000
Test PP						
Valor del test	-3.888	-4.563	-3.835	-7.420	-2.989	-5.036
Valor crítico al 5%	-3.511	-3.511	-3.511	-3.511	-2.927	-3.511
Prob*	0.002	0.004	0.009	0.000	0.004	0.000

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

El número de rezagos óptimos de las pruebas se determinó con el criterio de Scharwz.

ADF: Hipótesis nula: la variable no es estacionaria (presenta raíz unitaria).

PP: Hipótesis nula: la variable no es estacionaria (presenta raíz unitaria).

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Una propiedad entre las variables económicas y financieras es la no estacionariedad, es decir, no presentan una tendencia clara a retornar a un valor constante o a una tendencia lineal. La regresión entre estas variables podría conllevar a resultados espurios, salvo que estén cointegradas. Es así que, el análisis de cointegración permitirá detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones correctas de los parámetros que definen las relaciones entre las variables a corto y largo plazo. Para la estimación de la relación de largo plazo se empleará la metodología de Johansen, y para construir el modelo dinámico se utilizará el procedimiento “*general-to-specific*” de Hendry (1986) sobre un modelo VAR con mecanismo de corrección de error. Finalmente, se analizará la estabilidad de la especificación dinámica. Este procedimiento se realizará para los modelos plausibles haciendo la distinción entre los bancos privados y las cooperativas de ahorro y crédito. Estos modelos consideran a las variables que registraron los coeficientes más altos en las relaciones de correlación, considerando que, en general, no se registraron correlaciones muy altas entre las variables consideradas.

4.3. Modelo para bancos privados

4.3.1. Cointegración

De acuerdo con Banerjee et al. (1986, 136), el análisis de cointegración permite establecer relaciones de equilibrio entre series que individualmente no son estacionarias o no están en equilibrio. De acuerdo al método de Johansen, el análisis de cointegración de series prácticamente consiste en: i) estimar el rango de cointegración y ii) estimar los vectores de cointegración.

Asimismo, Aravena (2005) señala que la implementación de la metodología propuesta por Johansen, permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración, lo que permite asegurar que tanto los signos como los valores de los parámetros estén alineados con la teoría económica y, a su vez, la ecuación estimada se aproxime a su correcta especificación de dinámica de largo plazo (Aravena 2005, 17).

En primer lugar, se determinó el rezago óptimo en el modelo VAR que incorpora el ratio de cartera improductiva y cartera total contra las variables macroeconómicas relevantes. Este rezago óptimo es importante pues si se sobreestima el número rezagos, se provocaría un incremento en el error cuadrático medio del modelo, y, por el contrario, un rezago inferior generaría errores autocorrelacionados (Lütkepohl 2005, 168). La Tabla 4.5 indica que según el criterio de Akaike (AIC), el número óptimo de rezagos (p) en el VAR es 2.

Tabla 4. 5 Selección de la estructura óptima de rezagos en el VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LN(MRBC) VARPIB LN(TCR) VARVLBC						
Sample: 2008Q1 2019Q4						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-31.81272	NA	0.000115	2.276796	2.938766*	2.519434*
2	-11.93553	32.18211*	9.70e-05*	2.092168*	3.416107	2.577444
3	-2.853612	12.97418	0.000141	2.421601	4.407509	3.149514
4	12.62449	19.16336	0.00016	2.446453	5.09433	3.417005
5	33.73858	22.11952	0.000149	2.202925	5.512772	3.416115
6	49.36858	13.39715	0.000202	2.220544	6.19236	3.676371

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Una vez seleccionado el número de rezago óptimo, se procede a realizar la prueba de cointegración de Johansen. La prueba del estadístico de la traza y la prueba del autovalor máximo reportan la existencia de un (test de la traza) y dos (test de máxima verosimilitud) vectores de cointegración entre las variables. Los resultados pueden verse a continuación:

Tabla 4. 6 Prueba de Cointegración de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.515141	57.80714	47.85613	0.0044
At most 1	0.39309	25.23173	29.79707	0.1533
At most 2	0.054749	2.759876	15.49471	0.9767
At most 3	0.005013	0.226152	3.841466	0.6344

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.515141	32.57541	27.58434	0.0105
At most 1 *	0.39309	22.47185	21.13162	0.0322
At most 2	0.054749	2.533724	14.2646	0.9728
At most 3	0.005013	0.226152	3.841466	0.6344

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

A través de la aplicación del método de Johansen se confirma que, entre el logaritmo de la morosidad de los bancos privados (LN(MRBC)), la variación del PIB (VARPIB), el logaritmo del tipo de cambio real (LN(TCR)) y la variación del volumen de crédito (VARVLBC) de estas instituciones, existe una relación de equilibrio de largo plazo. En la Tabla 4.7 se muestra el vector resultante que contiene las elasticidades de largo plazo, para facilitar la interpretación se muestra el vector normalizado sobre la variable LN(MRBC). Para lo cual se igualó el coeficiente de LN(MRBC) al valor de -1, y dividió el vector de cointegración entre el valor estimado del coeficiente de LN(MRBC) con signo negativo.

Tabla 4. 7. Vector de cointegración normalizado sobre la variable LN(MRBC)

LN(MRBC)	VARPIB	LN(TCR)	VARVLBC
-1	-0.250148	-4.486927	0.169877

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Los signos que acompañan a los coeficientes del vector de cointegración son acordes con la teoría. La variación del Producto Interno Bruto tiene una influencia negativa sobre la morosidad de los bancos privados, al igual que el tipo de cambio real. Por su parte, la variación del volumen de crédito de los bancos privados presenta una relación directa. La elasticidad del tipo de cambio real es la más alta, seguida de la variación del PIB y finalmente la variación del volumen de crédito de los bancos privados.

En el marco de nuestro análisis, la relación inversa entre la tasa de variación de la actividad económica y la morosidad de los bancos privados concuerda con los diversos estudios empíricos referidos en el Capítulo 2. Una variación negativa en el desempeño económico de la economía simboliza contracciones en la demanda agregada; es decir, se registran afectaciones a las ventas, la producción y el ingreso. Este comportamiento conlleva a que los ciudadanos y las firmas incumplan con sus obligaciones crediticias con las entidades financieras, generando un deterioro de la calidad de la cartera.

Por su parte, la relación opuesta entre el tipo de cambio real y la morosidad de los bancos privados se puede interpretar que, ante marcadas apreciaciones del TCR existe un deterioro del grado de competitividad internacional del país. Es así que, una apreciación del TCR desmejora el volumen de ventas de las empresas transables que, a su vez, ocasionaría un incremento de la morosidad.

La elasticidad de largo plazo de la variación del volumen de crédito de los bancos privados es la más baja entre las variables de análisis. Su relación directa está asociada a que, una expansión del crédito en el largo plazo genera un deterioro en la calidad de la cartera, debido a que las entidades financieras pueden flexibilizar sus requerimientos para otorgar crédito y por ende se incluirían a nuevos clientes.

4.3.2. Modelo de Vectores de Corrección de Error (VECM)

La estimación de un modelo de vectores de corrección de error permite capturar la dinámica de corto plazo que caracteriza el proceso de ajuste del sistema hacia el equilibrio, a la vez que es posible distinguir entre las relaciones a corto y largo plazo de las variables.

Para el caso del modelo de los bancos privados se utilizó $(p-1)$ retardos, la especificación que muestra la relación general de corrección de error es (6):

$$\begin{aligned} \Delta \ln(MRBC)_t = & \varphi Z_{t-1} + \sum_{i=0}^n \alpha_i \Delta(VARPIB)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta \ln(TCR)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta(VARVLBC)_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

Donde, Z_{t-1} corresponde al término de corrección de error que proviene de la regresión de cointegración obtenida por el método de Johansen.

Una primera aproximación al análisis conjunto de las variables es el análisis de la causalidad en el sentido de Granger; esto, con la finalidad de verificar si la especificación es sensible o no a los problemas de endogeneidad. En particular, es posible que fuentes de endogeneidad puedan surgir desde la variación del volumen de crédito como desde la variación del Producto Interno Bruto. Es por esto que, las pruebas de causalidad de Granger permitirá evaluar el grado de influencia de una variable sobre las demás, y establecer un ordenamiento entre las mismas (Vallcorba y Delgado 2007, 27).

Los resultados obtenidos con los tests de causalidad de Granger y de exogeneidad de Wald (VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests) muestran que, la variación del PIB, el tipo de cambio real y la variación del volumen de crédito de los bancos privados pueden considerarse como variables débilmente exógenas (Anexo 2). Por lo tanto, a continuación, se estima un modelo uniecuacional de corrección de error de corto plazo (ECM) para la morosidad de los bancos privados.

En la Tabla 4.8 se evidencia el modelo de vectores de corrección del error estimado para el período que va desde el tercer trimestre de 2008 al cuarto trimestre de 2019 con las respectivas pruebas de diagnóstico. El primer vector columna, que corresponde al logaritmo de la morosidad de los bancos en primeras diferencias, muestra que el coeficiente del término

de corrección de error es significativamente distinto de cero, lo que confirma la existencia de una relación de largo plazo entre la morosidad de los bancos privados y las demás variables. Por su parte, el signo negativo del coeficiente es relevante, ya que indica que el modelo para la morosidad de los bancos privados converge al equilibrio. Además, la magnitud del coeficiente del término de corrección de error indica que, en el contexto de los datos trimestrales, una desviación de la morosidad de los bancos privados de sus niveles de equilibrio se corrige con lentitud.

Tabla 4.8. Estimación de vectores de corrección de error

Sample (adjusted): 2008Q3 2019Q4				
t-statistics in []				
	DLN(MRBC)	D(VARPIB)	DLN(TCR)	D(VARVLBC)
Término de corrección de error	-0.017626	0.33369	0.006242	-8.547819
	[-2.15170]	[1.30844]	[1.67419]	[-3.99409]
DLN(MRBC(-1))	-0.098864	-3.309005	0.123876	-55.3914
	[-0.73924]	[-0.79474]	[2.03520]	[-1.58533]
D(VARPIB(-1))	-0.011013	0.10888	0.000264	1.802803
	[-2.01104]	[0.63860]	[0.10577]	[1.26003]
DLN(TCR(-1))	-1.336589	12.32871	0.449521	245.2968
	[-4.34888]	[1.28848]	[3.21368]	[3.05494]
D(VARVLBC(-1))	0.000142	0.003587	-0.000454	0.123895
	[0.24767]	[0.20077]	[-1.73863]	[0.82643]
C	-0.009283	-0.095438	-0.002637	1.372196
	[-1.42108]	[-0.46928]	[-0.88688]	[0.80404]
R-squared	0.557218	0.290747	0.280201	0.37546
Adj. R-squared	0.501871	0.20209	0.190227	0.297393
Sum sq. resids	0.071681	69.47779	0.014848	4892.625
S.E. equation	0.042332	1.317932	0.019266	11.05964
F-statistic	10.06759	3.279467	3.11422	4.809428
Log likelihood	83.40469	-74.75559	119.6155	-172.6086
Akaike AIC	-3.365421	3.511112	-4.939805	7.765589
Schwarz SC	-3.126903	3.749631	-4.701287	8.004108
Mean dependent	-0.000397	-0.168261	-0.005523	-0.043602
S.D. dependent	0.059979	1.475421	0.02141	13.19425
Determinant resid covariance	8.76E-05			
Determinant resid covariance	5.01E-05			
Log likelihood	-33.34836			
Akaike information criterion	2.66732			
Schwarz criterion	3.780406			
Number of coefficients	28			

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

De acuerdo con Vera (2003, 135), a través del enfoque de la metodología de Hendry “de lo general a lo específico” es posible determinar un modelo uniecuacional de corrección de error de corto plazo, derivado de una reparametrización del vector de DLN(MRBC) del VECM, que inclusive, permitiría incluir variables explicativas, si se considera necesario.

Para asegurar un modelo final congruente es necesario realizar un procedimiento donde el modelo general no restringido es sometido a las pruebas de especificación, con la finalidad de eliminar las variables estadísticamente no significativas, revisando la validez de estas reducciones.²³

Del vector DLN(MRBC) del VECM hemos eliminado a las variables con su rezago que, según el valor del estadístico *t* no son distintas de cero. En la Tabla 4.9, se observa que el modelo A considera en su especificación el diferencial de la variación del PIB y del logaritmo del tipo de cambio real con un rezago. El coeficiente del término de corrección del error (*Z* (-1)) es negativo y significativo.

Tabla 4. 9 Relación de corto plazo

Dependent Variable: DLN(MRBC)				
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)				
Sample (adjusted): 2008Q3 2019Q4				
Regresor	Modelo A		Modelo B	
	Coefficiente	t-Statistic	Coefficiente	t-Statistic
D(VARPIB(-1))	-0.0093	-1.7764		
DLN(TCR(-1))	-1.2015	-4.1134	-0.8835	-2.8288
D(VARVLBC)			0.0013	-2.4649
Z(-1)	-0.0156	-2.4000	-0.0286	-4.9327
R-squared	0.5308		0.5587	
Adjusted R-squared	0.5090		0.5382	
Durbin-Watson stat	2.1333		2.0431	
Akaike info criterion	-3.4379		-3.4993	
Schwarz criterion	-3.3186		-3.3800	
			Test F	Probabilidad
Prueba LM Breush-Godfrey (orden 1) ¹			3.5467	0.0668
Prueba LM Breush-Godfrey (orden 2) ¹			1.7331	0.1897
Prueba LM Breush-Godfrey (orden 3) ¹			1.3518	0.2717
Prueba ARCH(1) ²			1.5146	0.2251
Prueba ARCH(2) ²			0.6677	0.5184
Prueba ARCH(3) ²			1.6836	0.1863

1/ Ho: No hay correlación serial en los residuos

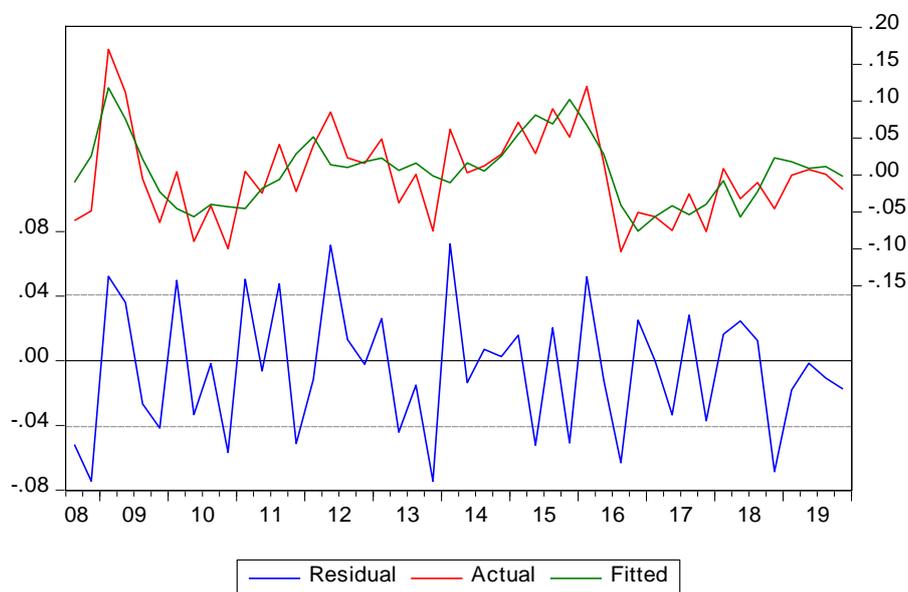
2/ Ho: No hay heteroscedasticidad

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

²³ La prueba de especificación incluye pruebas de significación sobre cada variable individual con el estadístico *t*.

Para el modelo B, se incluye el valor contemporáneo de la variación del volumen de crédito de los bancos privados. El coeficiente del término de corrección del error sigue siendo negativo y los signos que acompañan a los regresores son los esperados. En función de los criterios de información de Akaike y Schwarz, este modelo estaría mejor especificado que el modelo A. En la Figura 4.1, se muestran los valores efectivos de la morosidad de los bancos privados (en diferencias) y los valores estimados que derivan de la especificación del modelo B. Al revisar los residuos de esta estimación, estos no muestran grandes desviaciones y no revelan ningún tipo de patrón; por lo tanto, el modelo con el que trabajaremos es el B.

Figura 4. 1 Comportamiento de los residuos del modelo B



Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

En la Tabla 4.9 también se incluyeron las pruebas de diagnóstico para el modelo B. Así, la hipótesis nula de la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey no puede ser rechazada, lo que significa que no existe una correlación serial desde el orden 1 al 3. Por su parte, la prueba ARCH no permite rechazar la hipótesis nula, por lo que no se tendrían problemas de heteroscedasticidad en el modelo.

En función de los resultados previos, se tiene que el tipo de cambio real rezagado es la variable que mejor explica la dinámica de corto plazo de la morosidad de los bancos privados en primeras diferencias. Este comportamiento es similar al registrado en la relación de equilibrio de largo plazo, en el cual se obtuvo que el valor contemporáneo del tipo de cambio real tiene una relación opuesta con la calidad de la cartera. La elasticidad en el corto plazo es

menor al registrado en el largo plazo. Es así que, ante una depreciación del tipo de cambio real del 1% se genera una reacción de disminución de 0.88% en la morosidad de los bancos privados, en el corto plazo.

En el corto plazo, cambios en la variación del volumen de crédito de los bancos privados no tienen efecto sobre la morosidad. Sin embargo, en el modelo B se reporta un valor significativo de la variación del volumen de crédito contemporáneo sobre la morosidad, y, aunque su signo es el correcto, el valor de la semielasticidad es pequeño (0.13%).

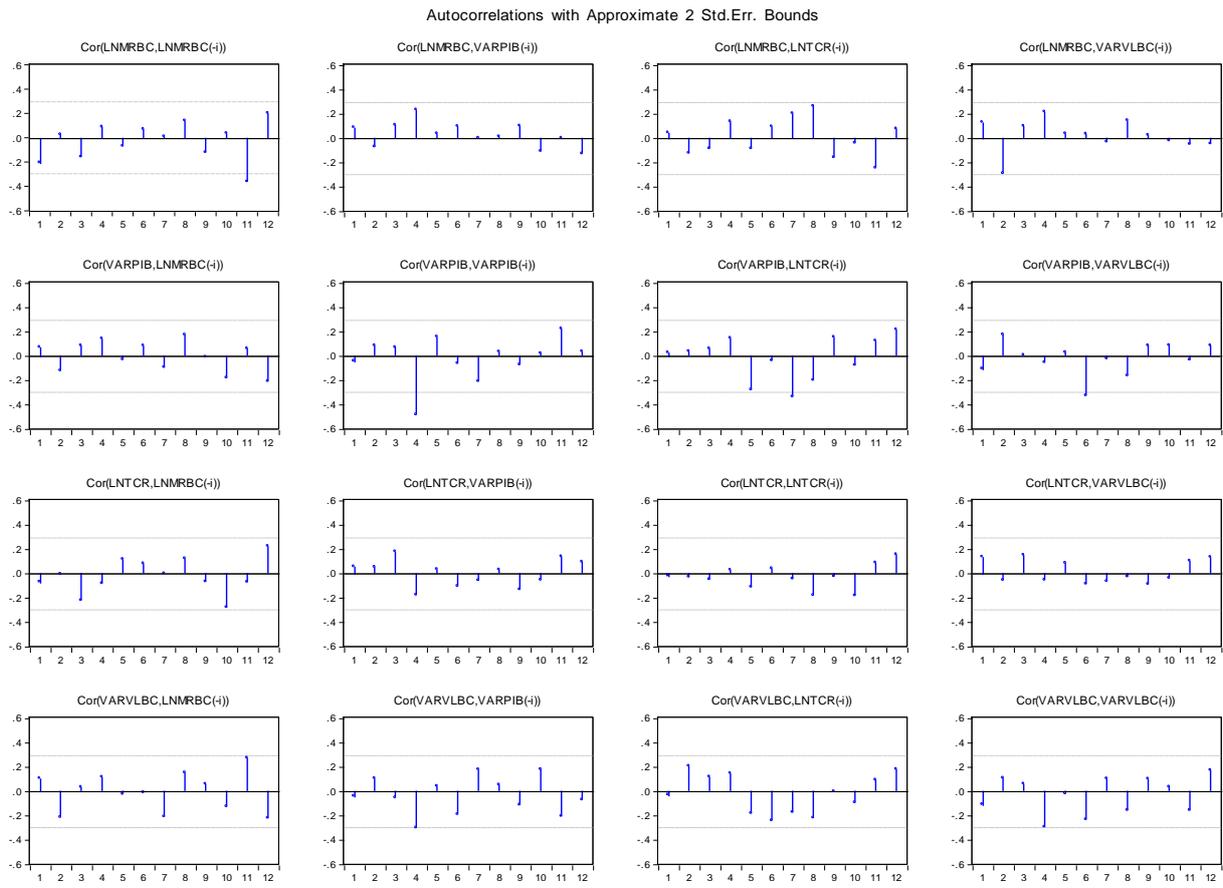
El modelo B muestra que al término de corrección de error se acompaña de un signo esperado (negativo) y es significativo. Este resultado permite inferir que, efectivamente, existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables. Además, muestra que la velocidad promedio de ajuste del logaritmo de la morosidad de los bancos privados a su valor de largo plazo es de aproximadamente 2.86%.

4.3.3. Diagnóstico del modelo de corrección de error

En este apartado procedemos a efectuar una serie de contrastes de hipótesis sobre los parámetros del modelo de corrección de error y comprobaremos si se cumplen con las propiedades deseables de los residuos del modelo. Es decir, se espera que el modelo VEC cumpla con los principios de no autocorrelación, normalidad y homoscedasticidad en el término del error.

Los correlogramas del modelo VEC nos permiten verificar la ausencia de autocorrelación. De acuerdo a la Figura 4.1, casi la totalidad de las barras se encuentran dentro del intervalo de confianza. Por lo tanto, no es posible rechazar la hipótesis nula que corresponde a la ausencia de autocorrelación.

Figura 4. 2 Correlograma de residuos del VEC



Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

El test de normalidad de Jarque-Bera permite determinar que los residuos del modelo se distribuyen normalmente, ya que no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos son normales (Tabla 4.10).

Tabla 4. 10 Test de normalidad del VEC

VEC Residual Normality Tests			
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)			
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal			
Sample: 2008Q1 2019Q4			
Included observations: 44			
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.117275	2	0.3469
2	2.627478	2	0.2688
3	2.325917	2	0.3126
4	1.049622	2	0.5917
Joint	8.120292	8	0.4218

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

La aplicación de la prueba de heteroscedasticidad de White permite concluir que los errores son homoscedásticos, ya que, de acuerdo a la Tabla 4.11, se tiene evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula que hace referencia a que los residuos son homoscedásticos.

Tabla 4. 11 Test de heteroscedasticidad del VEC

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)		
Sample: 2008Q1 2019Q4		
Included observations: 44		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
243.2549	260	0.7646

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

En conclusión, el modelo VEC de los bancos privados cumple con los supuestos de no autocorrelación, normalidad y homoscedasticidad, lo cual permite validar que sus estimadores son eficientes, insesgados y consistentes.

4.4. Modelo para cooperativas de ahorro y crédito

4.4.1. Cointegración

Para el modelo de las cooperativas de ahorro y crédito, se procederá de manera similar como a la estimación del modelo de los bancos privados. En primer lugar, se determinó el rezago óptimo en el modelo VAR. La Tabla 4.12 indica que según el criterio de Akaike (AIC), el número óptimo de rezagos (p) en el VAR es 5. Notemos que en la elección de las variables a incluir en el VAR se ha incluido la tasa de interés debido a que su coeficiente de correlación es el más alto entre el conjunto de variables analizadas (Tabla 4.2).

Tabla 4. 12 Selección de la estructura óptima de rezagos en el VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LN(MRCP) LN(TICP) VARPIB LN(TCR)						
Sample: 2008Q1 2019Q4						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	231.8323	NA	4.05E-10	-10.27773	-9.615759*	-10.03509
2	259.2919	44.45845	2.39E-10	-10.82343	-9.499487	-10.33815*
3	271.3854	17.27633	3.01E-10	-10.6374	-8.65149	-9.909484
4	288.9289	21.72056	3.08E-10	-10.7109	-8.063022	-9.740348
5	321.6585	34.28817*	1.65e-10*	-11.66286*	-8.197701	-10.29436
6	340.9202	16.50999	1.89E-10	-11.50755	-7.691048	-10.20704

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

La prueba de cointegración de Johansen basada en el estadístico de la traza y la prueba del autovalor máximo, se registra la existencia de dos (test de la traza) y un (test de máxima verosimilitud) vectores de cointegración entre las variables (Tabla 4.13).

Tabla 4. 13 Prueba de Cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 2009Q3 2019Q4				
Included observations: 42 after adjustments				
Series: LN(MRCP) LN(TICP) VARPIB LN(TCR)				
Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.693291	79.94763	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.307534	30.30971	29.79707	0.0436
At most 2	0.219201	14.87486	15.49471	0.0618
At most 3 *	0.101228	4.482508	3.841466	0.0342

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.693291	49.63792	27.58434	0.0000
At most 1	0.307534	15.43485	21.13162	0.2596
At most 2	0.219201	10.39236	14.2646	0.1874
At most 3 *	0.101228	4.482508	3.841466	0.0342

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

A través de la aplicación del método de Johansen se confirma que, entre el logaritmo de la morosidad de las cooperativas de ahorro y crédito (LN(MRCP)), el logaritmo de la tasa de interés activa de las COAC (LN(TICP)), la variación del PIB (VARPIB) y el logaritmo del tipo de cambio real (LN(TCR)) existe una relación de equilibrio de largo plazo. Este comportamiento dista del observado en los bancos privados, ya que, para el caso de las COAC, es relevante el comportamiento de las tasas de interés activas de estas instituciones, cuando para los bancos privados no fue así. En la Tabla 4.14 se muestra el vector resultante que contiene las elasticidades de largo plazo.

Tabla 4. 14 Vector de cointegración normalizado sobre la variable LN(MRCP)

LN(MRCP)	LN(TICP)	VARPIB	LN(TCR)
-1	5.084734	-0.055958	-1.963009

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Los signos que acompañan a los coeficientes del vector de cointegración son los esperados. Las tasas de interés activas de las COAC tienen una relación positiva con la morosidad. Para el caso de la variación del PIB y el tipo de cambio real su relación es opuesta con la morosidad de las COAC. La tasa de interés registra el coeficiente de elasticidad más alto, seguido por el tipo de cambio real y la variación del PIB.

Un incremento de las tasas de interés de las cooperativas de ahorro y crédito genera presiones a la liquidez de los agentes económicos, lo que dificultaría el cumplimiento de sus obligaciones crediticias, que se reflejaría en incrementos del *ratio* de morosidad. Por otra parte, el registro de un coeficiente de elasticidad alto se justifica ya que, en promedio, el 84% del crédito otorgado por el sector cooperativo ecuatoriano es destinado al consumo de los agentes en actividades no productivas y al microcrédito (Figura 1.5). Este segmento de crédito se caracteriza por mantener costos administrativos altos que finalmente son trasladados, a través de tasas de interés elevadas, a quienes acceden al crédito. Es decir que, el sector cooperativo ecuatoriano es el más afectado frente a un incremento de tasas de interés, puesto que estas originalmente ya son altas; esto finalmente se traduce en mayores niveles de morosidad.

La similitud del vector de corrección de error de las COAC y de los bancos privados es la relación negativa del tipo de cambio real y la variación del PIB, con el índice de

incumplimiento o morosidad. De forma complementaria al análisis en el apartado de los bancos privados, podemos deducir que, ante depreciaciones del tipo de cambio real los niveles de morosidad disminuirían; esto debido que el país sería más competitivo y se esperaría que esto genere mayores ingresos en la economía. Por su parte, un mejor desempeño económico conllevaría a que las empresas y los hogares cuenten con los recursos suficientes para destinar parte de sus ingresos al cumplimiento de sus obligaciones crediticias, mejorando así la calidad de la cartera.

4.4.2. Modelo de Vector de Corrección de Error (VECM)

A continuación, se estima el modelo de corrección de errores para el caso de las cooperativas de ahorro y crédito, para lo cual, se utilizó $(p-1)$ retardos, la especificación que muestra la relación general de corrección de error es (7).

$$\begin{aligned} \Delta \ln(MRCP)_t = & \varphi Z_{t-1} + \sum_{i=0}^n \alpha_i \Delta \ln(TICP)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta(VARPIB)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta \ln(TCR)_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (7)$$

Donde, Z_{t-1} corresponde al término de corrección de error que proviene de la regresión de cointegración obtenida por el método de Johansen.

Con la finalidad de corroborar si la especificación es sensible o no a los problemas de endogeneidad, se analiza la causalidad en el sentido de Granger. Los resultados obtenidos con los tests de causalidad de Granger y de exogeneidad de Wald (VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests) muestran que, las tasas de interés activas, la variación del PIB y el tipo de cambio real de las cooperativas de ahorro y crédito pueden considerarse como variables débilmente exógenas (Anexo 3). A continuación, se estima un modelo uniecuacional de corrección de error de corto plazo (ECM) para la morosidad de las COAC.

El modelo de vectores de corrección del error es estimado para el período que va desde el segundo trimestre de 2009 al cuarto trimestre de 2019. En la Tabla 4.15 se evidencia que, el primer vector columna, que corresponde al logaritmo de la morosidad de las COAC en primeras diferencias, su coeficiente del término de corrección de error es significativo y

distinto de cero, esto confirma la existencia de una relación de largo plazo entre la morosidad de las COAC y el resto de las variables. Además, el signo negativo del coeficiente indica que el modelo de las COAC converge al equilibrio. Por su parte, la magnitud del coeficiente del término de corrección de error indica que una desviación de la morosidad de las COAC de sus niveles de equilibrio se corrige con menor lentitud que lo observado para el caso de los bancos privados (Tabla 4.8).

Tabla 4. 15 Estimación de vectores de corrección de error

Sample (adjusted): 2009Q2 2019Q4				
t-statistics in []				
	DLN(MRCP)	DLN(TICP)	D(VARPIB)	DLN(TCR)
Término de corrección de error	-0.158049	-0.01486	1.463376	0.005015
	[-3.81701]	[-2.16998]	[1.79388]	[0.34700]
D(LNMRCP(-1))	0.368797	-0.0074	1.468621	0.051333
	[2.45197]	[-0.29748]	[0.49561]	[0.97784]
D(LNMRCP(-2))	0.11471	0.034845	-0.849477	0.005677
	[0.77383]	[1.42134]	[-0.29087]	[0.10972]
D(LNMRCP(-3))	-0.228369	0.044614	-3.16504	0.002698
	[-1.49154]	[1.76190]	[-1.04926]	[0.05048]
D(LNMRCP(-4))	0.686384	0.020513	-1.347689	-0.01254
	[4.51053]	[0.81508]	[-0.44953]	[-0.23611]
D(LNTICP(-1))	0.70647	-0.027935	-34.25602	-0.431047
	[0.62553]	[-0.14956]	[-1.53957]	[-1.09353]
D(LNTICP(-2))	-1.565402	-0.269451	-4.969353	-0.248902
	[-1.34202]	[-1.39676]	[-0.21624]	[-0.61138]
D(LNTICP(-3))	0.830872	-0.08767	-4.041636	-0.319335
	[0.86147]	[-0.54962]	[-0.21270]	[-0.94863]
D(LNTICP(-4))	0.39691	-0.149579	6.003942	-0.459378
	[0.44371]	[-1.01107]	[0.34068]	[-1.47136]
D(VARPIB(-1))	-0.010611	-5.09E-05	0.048741	0.000363
	[-1.47798]	[-0.04291]	[0.34461]	[0.14493]
D(VARPIB(-2))	-0.004315	-0.000907	0.169329	0.000352
	[-0.61841]	[-0.78571]	[1.23190]	[0.14474]
D(VARPIB(-3))	0.000997	-2.97E-05	0.204382	0.00126
	[0.14517]	[-0.02619]	[1.51027]	[0.52542]
D(VARPIB(-4))	0.001877	0.001128	-0.549228	-0.003461
	[0.28506]	[1.03555]	[-4.23305]	[-1.50556]
D(LNTRC(-1))	-0.887834	-0.18699	12.73414	0.356882
	[-1.58331]	[-2.01633]	[1.15268]	[1.82351]
D(LNTRC(-2))	0.238213	-0.081881	17.34531	-0.030076
	[0.40167]	[-0.83483]	[1.48455]	[-0.14530]
D(LNTRC(-3))	-0.67298	-0.238966	6.614105	-0.040624
	[-1.18653]	[-2.54755]	[0.59191]	[-0.20522]
D(LNTRC(-4))	-1.066667	-0.021476	-3.967384	-0.0624
	[-1.80960]	[-0.22030]	[-0.34164]	[-0.30331]
C	-0.01343	-0.004321	-0.021256	-0.005047
	[-1.37908]	[-2.68325]	[-0.11079]	[-1.48478]
R-squared	0.710527	0.693278	0.725523	0.434511
Adj. R-squared	0.513685	0.484708	0.538878	0.049979
Sum sq. resids	0.062287	0.001704	24.17616	0.007588
S.E. equation	0.049915	0.008255	0.983385	0.017421
F-statistic	3.60963	3.323949	3.887186	1.129974
Log likelihood	79.53537	156.9135	-48.63394	124.7981
Akaike AIC	-2.86211	-6.461093	3.099253	-4.967355
Schwarz SC	-2.124863	-5.723847	3.8365	-4.230109
Mean dependent	-0.004816	-0.00104	-0.124651	-0.002728
S.D. dependent	0.071577	0.0115	1.448157	0.017874
Determinant resid covariance	2.37E-11			
Determinant resid covariance	2.71E-12			
Log likelihood	328.578			
Akaike information criterion	-11.74781			
Schwarz criterion	-8.634994			
Number of coefficients	76			

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

A continuación, se determina el modelo uniecuacional de corrección de error de corto plazo partiendo de lo general a lo específico. Además, el modelo general no restringido es sometido

a las pruebas de especificación, con la finalidad de eliminar a las variables que, estadísticamente, no son significativas.

Del vector DLN(MRCP) del VECM hemos eliminado a las variables con su rezago que, según el valor del estadístico t , no son distintas de cero. En la Tabla 4.16, se observa que el modelo A considera en su especificación el diferencial del logaritmo de la morosidad de las COAC con uno y cuatro rezagos, también incluye al logaritmo del tipo de cambio real con cuatro rezagos. Se tiene que, el logaritmo de la tasa de interés de las cooperativas de ahorro y crédito queda excluido del análisis (valores t estadísticos no significativos). El coeficiente del término de corrección del error ($Z(-1)$) es negativo y significativo. Por su parte, en el modelo B se incluyó al logaritmo del tipo de cambio real con un rezago. En este modelo, el término de corrección de error conserva el signo negativo y los criterios de información muestran mejoría en sus coeficientes.

El modelo C, muestra la alternativa de suprimir al logaritmo del tipo de cambio real con uno y cuatro rezagos y se considera la variación del PIB con un rezago y el logaritmo de la morosidad de las COAC con uno y cuatro rezagos. Este modelo mantiene las propiedades del coeficiente de corrección de error. En función de los criterios de información de Akaike y Schwarz, el modelo C resulta mejor especificado que los modelos A y B.

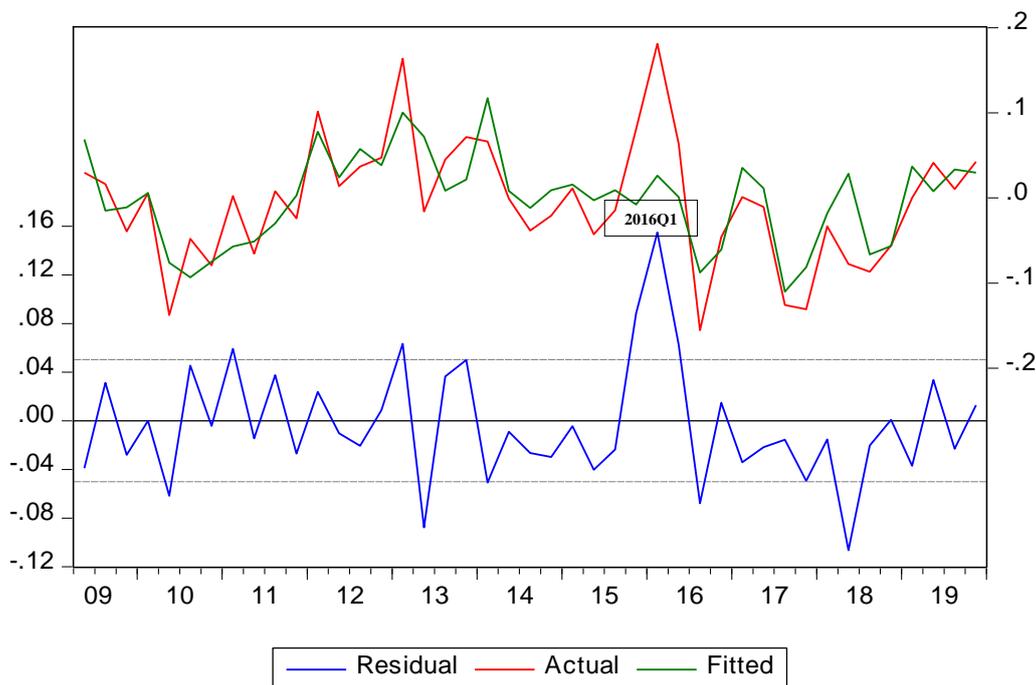
Tabla 4. 16 Relación de corto plazo

Dependent Variable: DLN(MRCP)						
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)						
Sample (adjusted): 2009Q2 2019Q4						
Regresor	Modelo A		Modelo B		Modelo C	
	Coficiente	t-Statistic	Coficiente	t-Statistic	Coficiente	t-Statistic
DLN(MRCP(-1))	0.4893	4.2683	0.4491	4.0060	0.4193	3.7114
DLN(MRCP(-4))	0.5945	4.6305	0.5633	4.5223	0.6085	4.9315
DLN(TCR(-1))			-1.1247	-2.8739		
DLN(TCR(-4))	-1.0834	-2.6685	-0.8579	-2.0209		
D(VARPIB(-1))					-0.0179	-3.3324
Z(-1)	-0.1578	-4.4951	-0.1492	-4.3824	-0.1286	-4.2287
R-squared	0.5043		0.5524		0.5437	
Adjusted R-squared	0.4661		0.5053		0.5086	
Durbin-Watson stat	2.0733		2.1237		1.8842	
Akaike info criterion	-2.9753		-3.0309		-3.0582	
Schwarz criterion	-2.8115		-2.8261		-2.8944	

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Los valores efectivos de la morosidad de las COAC (en diferencias) y los valores estimados que derivan de la especificación del modelo C se presentan en la Figura 4.2. Los residuos de esta estimación no revelan ningún tipo de patrón, sin embargo, se presenta una desviación en el primer trimestre de 2016; este se muestra como un pico sobresaliente en los residuos. Este comportamiento podría responder al impacto de la recesión económica del año 2015, evidenciado a través de un incremento en la morosidad y un declive de variables macroeconómicas (Anexo 1).

Figura 4. 3 Comportamiento de los residuos del modelo C



Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Con el objetivo de captar el comportamiento antes descrito, hemos usado una variable dicotómica (*dummy*) con valor igual a 1 para el primer trimestre de 2016. Es así que, en el modelo D se incluyó la variable dicotómica, la cual resultó ser significativa. El término de la corrección de error sigue siendo significativo y de valor negativo, reiterando la convergencia hacia una relación de largo plazo existente. Los resultados se muestran en la Tabla 4.17. Es así que, el modelo D resulta ser una variante del modelo C, que considera a la variable dicotómica que considera el *shock* del primer trimestre de 2016. En la Tabla 4.17 también se incluyeron las pruebas de diagnóstico para el modelo D. Dado que en este modelo la variable endógena participa también como variable explicativa con 1 y 4 rezagos, no es posible evaluar la existencia de correlación serial con la prueba de Durbin Watson.

De esta manera, se analiza la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey para indagar la presencia de correlación serial de orden mayor. Así, la hipótesis nula de la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey no puede ser rechazada, lo que significa que no existe una correlación serial desde el orden 1 al 3. Por su parte, la prueba ARCH no permite rechazar la hipótesis nula, por lo que no se tendría problemas de heteroscedasticidad en el modelo.

Tabla 4. 17 Relación de corto plazo

Dependent Variable: DLN(MRCP)								
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)								
Sample (adjusted): 2009Q2 2019Q4								
Regresor	Modelo A		Modelo B		Modelo C		Modelo D	
	Coefficiente	t-Statistic	Coefficiente	t-Statistic	Coefficiente	t-Statistic	Coefficiente	t-Statistic
DLN(MRCP(-1))	0.4893	4.2683	0.4491	4.0060	0.4193	3.7114	0.3788	3.8105
DLN(MRCP(-4))	0.5945	4.6305	0.5633	4.5223	0.6085	4.9315	0.6156	5.7050
DLN(TCR(-1))			-1.1247	-2.8739				
DLN(TCR(-4))	-1.0834	-2.6685	-0.8579	-2.0209				
D(VARPIB(-1))					-0.0179	-3.3324	-0.0168	-3.5632
DUMMY							0.1617	3.6062
Z(-1)	-0.1578	-4.4951	-0.1492	-4.3824	-0.1286	-4.2287	-0.1370	-5.1313
R-squared	0.5043		0.5524		0.5437		0.6600	
Adjusted R-squared	0.4661		0.5053		0.5086		0.6243	
Durbin-Watson stat	2.0733		2.1237		1.8842		2.4024	
Akaike info criterion	-2.9753		-3.0309		-3.0582		-3.3060	
Schwarz criterion	-2.8115		-2.8261		-2.8944		-3.1012	
							Test F	Probabilidad
Prueba LM Breush-Godfrey (orden 1) ₁							3.2562	0.0793
Prueba LM Breush-Godfrey (orden 2) ₁							2.7711	0.0760
Prueba LM Breush-Godfrey (orden 3) ₁							2.1891	0.1067
Prueba ARCH(1) ₂							0.4783	0.4932
Prueba ARCH(2) ₂							0.3517	0.7058
Prueba ARCH(3) ₂							0.2264	0.8774

1/ Ho: No hay correlación serial en los residuos

2/ Ho: No hay heteroscedasticidad

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

En función de los resultados obtenidos, se deduce que, la dinámica de corto plazo de la morosidad de las COAC, en primeras diferencias, es explicada por sí misma en sus valores rezagados en 1 y 4 períodos, así como por la variación del PIB con 1 rezago.

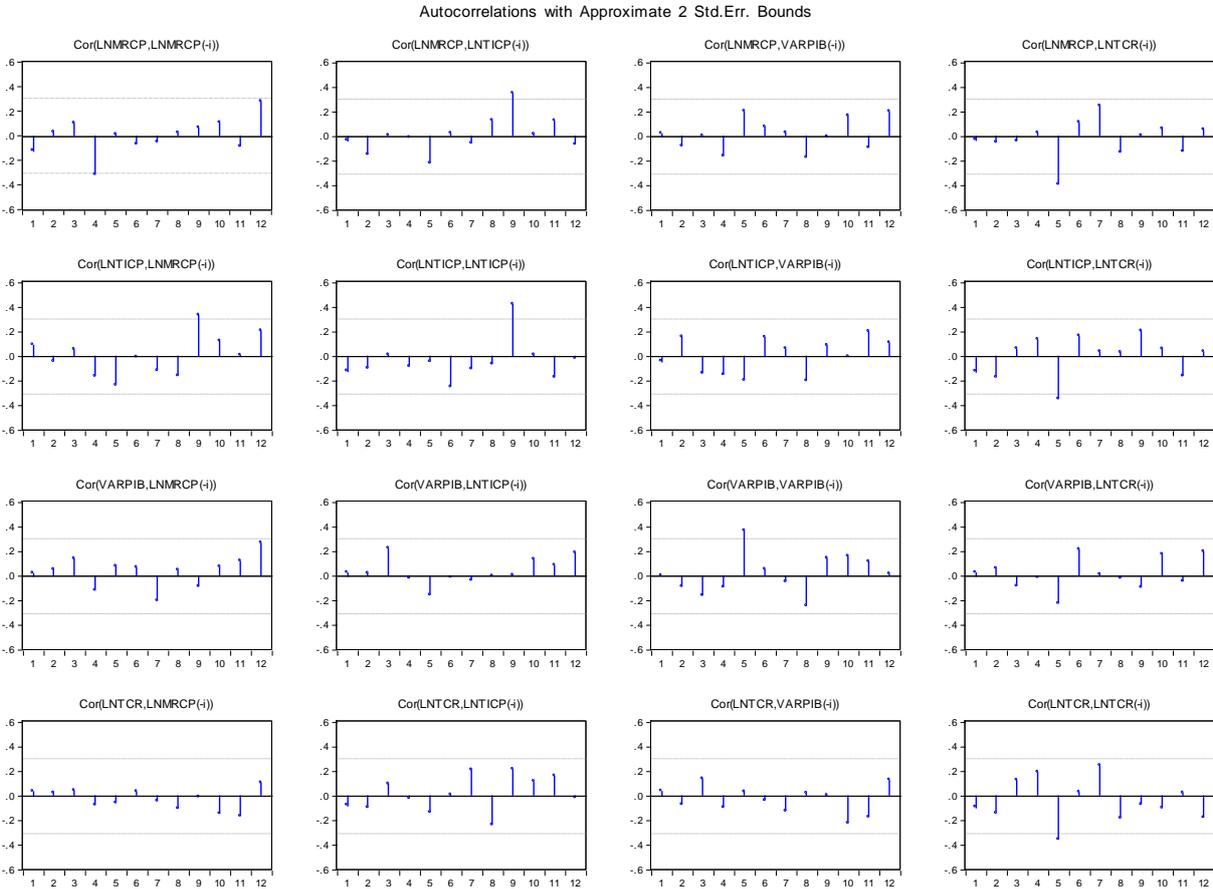
Al igual que en modelo de largo plazo, la variación del PIB registra una relación negativa con la morosidad de las COAC. La semielasticidad en el corto plazo es superior a la registrada en el largo plazo. Ante un mejor desempeño de la economía, es decir una variación positiva del PIB de 1%, la morosidad de la cartera de las COAC disminuiría en 1.68%

La elasticidad en el corto plazo es menor al registrado en el largo plazo. Es así que, ante una apreciación del tipo de cambio real del 1% se genera una reacción de 0.88% en la morosidad de los bancos privados, en el corto plazo.

4.4.3. Diagnóstico del modelo de corrección de error

Los correlogramas del modelo VEC nos permiten verificar la ausencia de autocorrelación. De acuerdo a la Figura 4.4, casi la totalidad de las barras se encuentran dentro del intervalo de confianza. Por lo tanto, no es posible rechazar la hipótesis nula que corresponde a la ausencia de autocorrelación.

Figura 4. 4 Correlograma de residuos del VEC



Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

El test de normalidad de Jarque-Bera permite determinar que los residuos del modelo se distribuyen normalmente, ya que no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos son normales (Tabla 4.18).

Tabla 4. 18 Test de normalidad del VEC

VEC Residual Normality Tests			
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)			
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal			
Sample: 2008Q1 2019Q4			
Included observations: 43			
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.274864	2	0.5286
2	0.802224	2	0.6696
3	2.369194	2	0.3059
4	0.634313	2	0.7282
Joint	5.080594	8	0.7489

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

La aplicación de la prueba de heteroscedasticidad de White permite concluir que los errores son homoscedásticos, ya que, de acuerdo a la Tabla 4.1, se tiene evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula que hace referencia a que los residuos son homoscedásticos.

Tabla 4. 19 Test de heteroscedasticidad del VEC

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)		
Sample: 2008Q1 2019Q4		
Included observations: 43		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
343.3192	340	0.4394

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

En conclusión, el modelo VEC de las cooperativas de ahorro y crédito cumple con los supuestos de no autocorrelación, normalidad y homoscedasticidad, lo cual permite validarlo y determinar que sus estimadores son eficientes, insesgados y consistentes.

Conclusiones

En este trabajo se estudia la incidencia que pueden tener los cambios sistémicos asociados a un conjunto de variables macroeconómicas sobre la calidad de la cartera de crédito del sector bancario y cooperativo del Ecuador, para el período comprendido entre el primer trimestre de 2008 y el cuarto trimestre de 2019. Se evalúa la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre la morosidad de los créditos de los bancos privados y las cooperativas de ahorro y crédito, y una selección de variables macroeconómicas, de manera separada; y esto sobre la base del análisis de cointegración. Además, se identificó el mecanismo de ajuste a corto plazo de la morosidad, tanto para bancos privados como para las cooperativas de ahorro y crédito, utilizando un modelo uniecuacional con mecanismo de corrección de error.

El análisis de correlación arrojó como resultado que la morosidad de los bancos privados está altamente correlacionada con la variación del Producto Interno Bruto, seguido del tipo de cambio real y la variación del volumen de crédito de los bancos privados. Para el caso de las cooperativas de ahorro y crédito, los coeficientes de correlación fueron elevados con las tasas de interés activas de las COAC, la variación del PIB y el tipo de cambio real muestran una relación moderada.

La aplicación del método de Johansen confirma una relación de equilibrio de largo plazo entre la morosidad de los bancos privados, la variación del PIB, el tipo de cambio real y la variación del volumen de crédito. Se concluye, como se esperaba, que existe una relación inversa, a largo plazo, entre la tasa de variación del PIB y la morosidad. Situación similar se evidencia para el tipo de cambio real, es decir, frente a depreciaciones del tipo de cambio real la calidad de la cartera se afectaría; esta variable fue la que presentó la elasticidad más alta. La variación del volumen de crédito mantiene una relación positiva con la morosidad, lo que se traduce que un incremento del crédito actual podría explicar los niveles de morosidad en el futuro, con cierto desfase.

Cabe mencionar que, la ausencia de las variables de desempleo e inflación no es sinónimo de que su comportamiento no haya sido captado por el modelo, ya que estas se encuentran relacionadas o quizás parcialmente recogidas por las variables como el crecimiento económico y el tipo de cambio real. Un resultado interesante es la ausencia de la tasa de

interés en el modelo encontrado, lo que significaría que, para el caso de los bancos privados, el *ratio* de incumplimiento no responde a cambios en las tasas de interés, en el largo plazo. La determinación de un modelo uniecuacional de corrección de error de corto plazo para los bancos privados, muestra que, la variable que mejor explica la dinámica de corto plazo de la calidad de la cartera de crédito es el tipo de cambio real rezagado. Además, se identificó que, cambios en el volumen de crédito de los bancos privados no tienen efecto sobre la tasa de incumplimiento. La relevancia que tiene el tipo de cambio real en el comportamiento de la morosidad de los bancos privados refleja la importancia de la especialización en otorgamiento de crédito por parte de estas entidades financieras. Ya que, otorgar crédito a través del segmento productivo es sinónimo de colocar recursos en empresas cuyas ventas son superiores a los USD 100,000, es decir, estarían contempladas aquellas empresas que comercian internacionalmente. Es así que, apreciaciones del tipo de cambio real, afectaría al nivel de liquidez de estas empresas y negocios generando posibles incumplimientos de sus obligaciones, efecto que se traslada a índices altos de morosidad.

El estudio enfocado en las cooperativas de ahorro y crédito, en primera instancia muestra que, la correlación entre la morosidad de las cooperativas de ahorro y crédito y las demás variables seleccionadas es moderada. En tal sentido, se seleccionaron a aquellas que registran el coeficiente de correlación más alto de entre el conjunto de variables. El análisis de cointegración permitió confirmar la existencia de una relación de largo plazo entre el *ratio* de incumplimiento, la tasa de interés de las cooperativas de ahorro y crédito, el tipo de cambio real y la variación del PIB. En el largo plazo, las tasas de interés activas de las COAC se relacionan directamente con el índice de morosidad; la elasticidad de esta variable es la más alta. Estos resultados reflejan que el sector cooperativo resulta ser el más afectado ante incrementos en las tasas de interés activas de estas entidades. La relación opuesta entre la morosidad y el tipo de cambio real y la variación del PIB es similar a la registrada en los bancos privados.

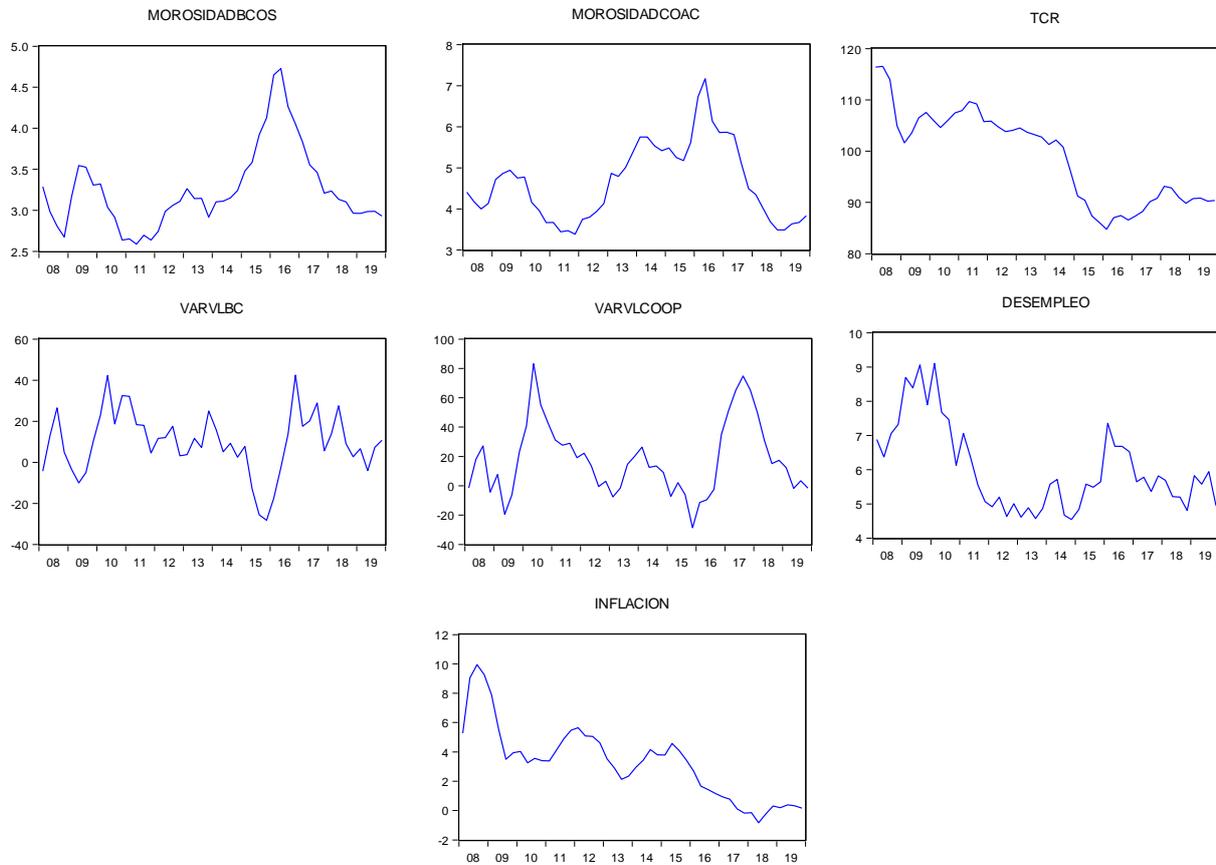
El modelo uniecuacional de corrección de error para las cooperativas de ahorro y crédito muestra que la dinámica de corto plazo de la morosidad responde a una especificación ligeramente diferente a la de los bancos privados. La morosidad de estas instituciones financieras es explicada por sí misma en sus valores rezagados, y, en menor medida por la variación del PIB rezagado. En otras palabras, el comportamiento previo de la morosidad incide en la calidad de cartera en un momento contemporáneo y también, por el desempeño de

la economía en un trimestre previo. Resulta interesante resaltar que la tasa de interés activa, aunque importante en el largo plazo, no resultó relevante en el corto plazo.

El desarrollo y análisis de los modelos con mecanismo de corrección permitieron estimar la relación de largo plazo entre las variables de estudio y, además, el mecanismo de ajuste de corto plazo contribuyó a avanzar en el entendimiento de las interrelaciones existentes entre la dinámica macroeconómica y la morosidad del sector privado (bancos y COAC) en una economía pequeña y dolarizada. Estos resultados constituyen un insumo para futuras investigaciones, las cuales puedan considerar dentro del análisis de la morosidad factores microeconómicos, como la tecnología crediticia.

Anexos

Anexo 1 Evolución variables macroeconómicas



Fuente: Superintendencia de Bancos, Superintendencia de Economía Popular y Solidaria y Banco Central del Ecuador

Anexo 2 Pruebas de raíz unitaria

Pruebas de raíz unitaria (variables en niveles)

	INFANUAL LN(DESEMPLEO)	LN(TIBC)	VARVLC	LCP
Test ADF				
Valor del test	-3.145	-2.279	-2.639	-3.383
Valor crítico al 5%	-3.521	-3.509	-3.509	-3.509
Prob*	0.110	0.437	0.266	0.066
Test PP				
Valor del test	-3.068	-2.262	-2.590	-3.498
Valor crítico al 5%	-3.509	-3.509	-3.509	-3.509
Prob*	0.126	0.446	0.287	0.051
Test KPSS				
Valor del test	0.161	0.239	0.289	0.164
Valor crítico al 5%	0.146	0.146	0.146	0.146

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

El número de rezagos óptimos de las pruebas se determinó con el criterio de Schwarz.

ADF: Hipótesis nula: la variable no es estacionaria (presenta raíz unitaria).

PP: Hipótesis nula: la variable no es estacionaria (presenta raíz unitaria).

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Pruebas de raíz unitaria (variables en primeras diferencias)

	INFANUAL LN(DESEMPLEO)	LN(TIBC)	VARVLC	LCP
Test ADF				
Valor del test	-3.317	-8.523	-7.183	-7.420
Valor crítico al 5%	-3.524	-3.518	-3.511	-3.511
Prob*	0.078	0.000	0.000	0.000
Test PP				
Valor del test	-5.946	-8.426	-17.707	-7.420
Valor crítico al 5%	-3.511	-3.511	-3.511	-3.511
Prob*	0.000	0.000	0.000	0.000

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

El número de rezagos óptimos de las pruebas se determinó con el criterio de Schwarz.

ADF: Hipótesis nula: la variable no es estacionaria (presenta raíz unitaria).

PP: Hipótesis nula: la variable no es estacionaria (presenta raíz unitaria).

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Anexo 3 Anexo 4 Wald Tests (bancos privados)

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests (bancos privados)

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 2008Q1 2019Q4			
Included observations: 46			
Dependent variable: DLN(MRBC)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(VARPIB)	4.044279	1	0.0443
DLN(TCR)	18.91276	1	0.0000
D(VARVLBC)	0.061339	1	0.0044
All	22.30981	3	0.0001
Dependent variable: D(VARPIB)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLN(MRBC)	0.631606	1	0.4268
DLN(TCR)	1.660174	1	0.1976
D(VARVLBC)	0.04031	1	0.8409
All	2.579449	3	0.4611
Dependent variable: DLN(TCR)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLN(MRBC)	4.142052	1	0.0418
D(VARPIB)	0.011187	1	0.9158
D(VARVLBC)	3.022822	1	0.0821
All	6.391152	3	0.0941
Dependent variable: D(VARVLBC)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLN(MRBC)	2.513276	1	0.1129
D(VARPIB)	1.587672	1	0.2077
DLN(TCR)	9.332683	1	0.0623
All	15.98676	3	0.0811

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Anexo 4 Wald Tests (cooperativas de ahorro y crédito)

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests (cooperativas de ahorro y crédito)

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 2008Q1 2019Q4			
Included observations: 43			
Dependent variable: DLN(MRCP)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLN(TICP)	3.344744	4	0.0019
D(VARPIB)	2.801964	4	0.0415
DLN(TCR)	7.862423	4	0.0267
All	24.27373	12	0.0187
Dependent variable: DLN(TICP)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLN(MRCP)	8.726632	4	0.0683
D(VARPIB)	1.524916	4	0.8222
DLN(TCR)	18.59441	4	0.0009
All	38.48362	12	0.0971
Dependent variable: D(VARPIB)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLN(MRCP)	2.206296	4	0.6979
DLN(TICP)	2.587291	4	0.6291
DLN(TCR)	8.829373	4	0.0655
All	18.59784	12	0.0987
Dependent variable: DLN(TCR)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLN(MRCP)	1.353425	4	0.8522
DLN(TICP)	5.322349	4	0.2558
D(VARPIB)	2.471744	4	0.6497
All	10.73821	12	0.5515

Fuente: Datos tomados del trabajo investigativo

Lista de referencias

- Aguilar, Giovanna, Gonzalo Camargo y Rosa Morales Saravia. 2004. "Análisis de la Morosidad en el Sistema Bancario Peruano". Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- Ali, Asghar y Kevin Daly. 2010. "Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study". *International Review of Financial Analysis* 19(3):165-171. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2010.03.001>.
- Aravena, Claudio. 2005. "Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile". CEPAL: División de Estadística y Proyecciones Económicas.
- Arias, Eilyn y Carlos Torres. 2004. "Modelos VAR y VECM para el pronóstico de corto plazo de las importaciones de Costa Rica". Nota Técnica, Banco Central de Costa Rica.
- Banerjee, Anindya, Juan José Dolado, David Hendry y Gregor Smith. 1986. "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte-Carlo Evidence". *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 48: 253-277.
<http://hdl.handle.net/10016/3343>
- Banerjee, Anindya, Juan José Dolado, John Galbraith y David Hendry. 1986. *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford: Oxford University Press.
- Bebczuk, Ricardo y Máximo Sangiácomo. 2008. "Determinantes de la cartera irregular de los bancos en Argentina". *Investigaciones Económicas* 51: 83-121.
http://www.bcra.gov.ar/pdfs/investigaciones/51_CartIrregular.pdf.
- Beck, Roland, Petr Jakubik, y Anamaria Piloii. 2013. "Non-performing loans. What matters in addition to the economic cycle?". ECB Working Paper No. 1515.
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1515.pdf>
- Caprio, Gerard y Daniela Klingebiel. 1996. "Bank Insolvencies: Cross-country Experience". World Bank Policy Research Working Paper No. 1620.
<http://documents1.worldbank.org/curated/en/761051468739458460/pdf/multi-page.pdf>
- Cárdenas Díaz, Olimpo y Juan Salazar. 2017. "Determinantes exógenos de la morosidad de las carteras de consumo y comercial en entidades financieras en Colombia". Tesis de maestría, Colegio de Estudios Superiores de Administración.
- Castro, Vítor. 2012. "Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI". Universidade do Minho Working Paper NIPE WP 11/ 2012.

- Coral, Francis. 2010. “Análisis econométrico de la morosidad de las instituciones microfinancieras y del sistema bancario peruano, enero 2004-julio 2009”. Tesis de pregrado, Universidad de Piura.
- Damill, Mario, Nicolás Salvatore y Lucio Simpson. 2003. “La reorganización del sistema luego de la crisis. Experiencias internacionales y derivaciones para el caso argentino”. En *Diagnóstico y perspectivas del sistema financiero argentino: el sistema financiero de la Argentina bajo el régimen de convertibilidad y la transición a un nuevo modelo de intermediación*, editado por CESPA, 1-103. Buenos Aires: Universidad de Buenos Aires.
- Díaz, Oscar. 2009. “Determinantes del ratio de morosidad en el sistema financiero boliviano”. Congreso *III Encuentro de Economistas de Bolivia*. Banco Central de Bolivia, Cochabamba, 25-26 de agosto 2010. <https://n9.cl/fr5z>
- Díaz, Rene. 2018. “Determinantes de la Tasa de Morosidad de la Cartera Bruta de Consumo: Desde la visión de los datos de panel dinámicos”. Documento de trabajo, Superintendencia de Bancos.
- Enders, Walter. 2009. “Applied Econometric Time Series”. Iowa State University.
- Engle, Robert y Clive Granger. 1987. “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. *Econometrica* 55(2): 251-276.
<https://www.jstor.org/stable/1913236>
- Espinoza, Raphael, y Ananthakrishnan Prasad. 2010. “Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects”. International Monetary Fund Working Paper WP/10/224. <https://n9.cl/g02oz>
- Fiallos, Alexandra. 2017. “Determinantes de morosidad macroeconómicos en el sistema bancario privado del Ecuador”. Tesis de maestría, Universidad Andina Simón Bolívar.
- Fofack, Hippolyte. 2005. “Nonperforming loans in Sub-Saharan Africa: causal analysis and macroeconomic implications”. World Bank Policy Research Working Paper No. 3769. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/8498>
- Freixas, Xavier, José de Hevia y Alejandro Inurrieta. 1994. “Determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria: un modelo empírico para el caso español”. *Moneda y Crédito* 199: 125-156.
- Friedman, Milton y Anna Schwartz. 1963. *A Monetary History of the United States*. NBER: Princeton.

- Granados, Andrés. 2012. “Estudio analítico de crisis financieras desde una perspectiva de riesgo sistémico y determinantes de la cartera vencida real del sector financiero colombiano”. Tesis de maestría, Pontificia Universidad Javeriana.
- Granger, Clive y Paul Newbold. 1974. “Spurious regressions in econometrics”. *Journal of Econometrics* 2(2): 111-120.
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304407674900347>
- Granger, Clive y Paul Newbold. 1974. “Econometría de las series de tiempo, cointegración y heteroscedasticidad condicional autorregresiva”. *Cuestiones Económicas* 20(3): 83-119. https://www.bce.fin.ec/cuestiones_economicas/images/PDFS/2004/No2/Vol.20-2-2004CliveGrangerEngle.pdf
- Guillén, Erwin y Luis Peñafiel. 2018. “Modelos predictores de la morosidad con variables macroeconómicas”. *Ciencia UNEMI* 11(26): 13-24.
<http://ojs.unemi.edu.ec/index.php/cienciaunemi/article/view/336>.
- Guillen, Jorge. 2002. “Morosidad crediticia y tamaño: Un análisis de la crisis bancaria peruana”. *Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2001-2002*, 91-104.
<https://n9.cl/he8mw>
- Gujarati, Damodar y Dawn Porter. 2010. *Econometría – Quinta Edición*. México: McGraw-Hill.
- Hendry, David. 1980. “Econometrics – Alchemy or Science?”. *Economica* 47(188): 387-406.
<https://www.jstor.org/stable/2553385>
- Hendry, David. 1986. “Empirical modeling in dynamic econometrics”. *Applied Mathematics and Computation* 20(3-4): 201-236. [https://doi.org/10.1016/0096-3003\(86\)90006-8](https://doi.org/10.1016/0096-3003(86)90006-8)
- Inder, Brett. 1993. “Estimating long-run relationships in economics: A comparison of different approaches”. *Journal of Econometrics* 57(1-3): 53-68.
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/030440769390058D>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. 2019. “Índice de Precios al Consumidor (IPC). Base anual: 2014=100”. Documento de trabajo, Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. 2020. “Metodología de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU)”. Documento de trabajo, Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Johansen, Soren. 1988. “Statistical analysis of cointegration vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2-3): 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

- Johansen, Soren. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica* 59 (6): 1551-1580.
- Jordan, Alwyn, y Carisma Tucker. 2013. "Evaluación del efecto de la cartera vencida en el crecimiento económico en las Bahamas". *Monetaria* 35(2): 403-436.
https://www.cemla.org/PDF/monetaria/PUB_MON_XXXV-02-04.pdf
- Keeton, William R. 1999. "Does faster loan growth lead to higher loan losses?". *Economic Review* 84(2), 57-75.
- Khemraj, Tarron y Sukrishnalall Pasha. 2009. "The determinants of non-performing loans: an econometric case study of Guyana". MPRA Paper No. 53128. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/53128/>
- Louzis, Dimitrios P., Angelos Vouldis, y Vasilios Metaxas. 2012. "Macroeconomic and Bank-Specific Determinants of Non-Performing Loans in Greece: A Comparative Study of Mortgage, Business and Consumer Loan Portfolios". *Journal of Banking & Finance* 36 (4): 1012-1027. doi:10.1016/j.jbankfin.2011.10.012.
- Lütkepohl, Helmut. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Mahadeva, Lavan y Paul Robinson. 2009. "Prueba de raíz unitaria para ayudar a la construcción de un modelo". México: Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos – CEMLA.
- Makri, Vasiliki, Athanasios Tsagkanos y Athanasios Bellas. 2014. "Determinants of Non-Performing Loans: The Case of Eurozone". *Panoeconomicus* 61(2): 193-206.
doi:10.2298/pan1402193m.
- Mancheno, Daniela. 2018. "Determinantes de la morosidad sectorial en el Ecuador". Tesis de pregrado, Universidad de las Américas.
- Mayer, Christopher J., Karen Pence y Shane Sherlund. 2008. "The rise in Mortgage defaults". *Journal of Economic Perspectives* 23(1): 27-50. doi: 10.1252/jep.23.1.27
- Mishkin, Frederic. 1977. "The Causes and Propagation of Financial Instability: Lessons for Policymakers". Simposio *Economic Policy Symposium Proceedings*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City.
- Mishkin, Frederic. 2004. *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Estados Unidos: Pearson Addison Wesley.
- Muñoz, Jorge. 1999. "Calidad de la cartera del sistema bancario y el ciclo económico: Una aproximación econométrica para el caso peruano". *Revista Estudios Económicos* (4): 107-118.

- Naranjo, Marco. 2003. "La dolarización de la economía del Ecuador: tres años después". *Cuestiones Económicas* 19(1:3): 115-155.
- Novales, Alfonso. 2017. "Modelos vectoriales autorregresivos (VAR)". Madrid: Universidad Complutense.
- Phillips, Peter. 1986. "Understanding spurious regressions in econometrics". *Journal of Econometrics* 33(3): 311-340.
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304407686900011>
- Pumisacho, Jorge y Rodrigo Cajamarca. 2014. "Matrices de transición y análisis de cosechas en el contexto de riesgo de crédito". Documento de trabajo, Superintendencia de Bancos y Seguros del Ecuador.
- Quiñónez, Efraín. 2005. "Análisis de la morosidad en el sistema bancario del Ecuador: ¿Cuáles son sus determinantes? Un estudio con datos de panel". Tesis de pregrado, Escuela Politécnica del Litoral.
- Rinaldi, Laura y Alicia Sanchis-Arellano. 2006. "Household Debt Sustainability: What explains Household Non-Performing Loans? An Empirical Analysis". ECB Working Paper No. 570. http://ssrn.com/abstract_id=872528
- Rodríguez, Fernando. 1999. "Metodología de cálculo de los índices de tipo de cambio real del Ecuador". Documento de trabajo, Banco Central del Ecuador.
- Salcedo, José. 2012. "Nivel De Morosidad: Determinantes Macroeconómicos y Pruebas de Estrés para el Sistema Financiero Dominicano". Tesis de maestría, Universidad Católica Santo Domingo.
- Saurina, Jesús. 1998. "Determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas". *Investigaciones Económicas* 22(3): 393-426
- Skrabic, Blanka y Nikola Konjusak. 2017. "How did rapid credit growth cause Non-Performing loans in the CEE countries?". *South East European Journal Of Economics And Business* 12 (2): 73-84. doi:10.1515/jeb-2017-0019.
- Stiglitz, Joseph E. y Andrew Weiss. 1981. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information". *The American Economic Review* 71(3): 393-410.
<https://www.jstor.org/stable/1802787>
- Stiroh, Kevin J. y Christopher Metli. 2003. "Now and Then: The Evolution of Loan Quality for U.S. Banks". *Current Issues in Economics and Finance* 9(4): 1-7.
https://www.newyorkfed.org/research/current_issues/ci9-4.html
- Superintendencia de Bancos. 2016. Ficha Metodológica: Morosidad de cartera.
<https://n9.cl/0iv8y>

- Vallcorba, Martín y Javier Delgado. 2007. “Determinantes de la morosidad bancaria en una economía dolarizada. El caso uruguayo”. Documento de trabajo, Banco de España.
- Vera, Leonardo. 2003. “Determinantes de la demanda de crédito. Una estimación con un modelo mensual de series de tiempo para Venezuela”. *Investigación Económica* 62(245): 107-149. <https://www.jstor.org/stable/42813753>
- Vera, Leonardo e Irene Costa. 2007. “Estimación y Proyección de la Calidad de la Cartera de Crédito Utilizando Variables Macroeconómicas: Un estudio para Venezuela”. *Revista de Economía y Estadística* 45(2): 29-52.
<https://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3839/6781>
- Yule, George. 1926. “Why do we Sometimes Sometimes get Nonsense-Correlations between Time-Series? - A Study in Sampling and the Nature of Time-Series. *Journal of the Royal Statistical Society* 89(1): 1-63. <https://www.jstor.org/stable/2341482>
- Zuccardi, Igor. 2002. “Demanda por importaciones en Colombia: una estimación”. *Desarrollo y Sociedad* 49: 129-154. <https://www.redalyc.org/pdf/1691/169118093004.pdf>