

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE BAJA CALIFORNIA
FACULTAD DE ECONOMÍA Y RELACIONES INTERNACIONALES
MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS



**“DESARROLLO FINANCIERO Y DESIGUALDAD DEL
INGRESO EN MÉXICO DURANTE EL PERIODO 1994-
2020”**

TESIS PARA OBTENER EL GRADO DE:
MAESTRO EN CIENCIAS ECONÓMICAS

PRESENTA:

ISAÍ MIZAEEL GAMBOA ORTIZ

DIRECTORA DE TESIS:

DRA. JOCELYNE RABELO RAMÍREZ

Tijuana, Baja California

Enero 2023

Agradecimientos

Agradezco a Dios por haberme dado la oportunidad de estudiar una maestría en esta ciencia tan hermosa, a mi familia que estuvo a mi lado apoyándome en todo este recorrido y a mis compañeros Graciela, Alma, Rafael y Everets que formaron parte de mi estudio y que con ellos pudimos tener pláticas divertidas e interesantes.

Resumen

Utilizando la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), realizadas por el Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática (INEGI) se encontró que existe una relación inversa entre el Índice de Gini y el Crédito al sector privado como proporción del PIB en el periodo 1994-2020, además, se confirma la hipótesis de que el desarrollo del sistema financiero influye en la disminución de la desigualdad de ingresos en México.

Abstrac

Using the database of the National Household Income and Expenditure Survey (ENIGH) for the periods from 1994 to 2020, collected by the National Institute of Statistics, Geography and Informatics (INEGI), it was found that there is a relationship inverse between the Gini Index and Credit to the private sector as a proportion of GDP, in addition, that the development of the financial system influences the reduction of income inequality in Mexico.

Tabla de contenido

CAPITULO I. INTRODUCCIÓN.....	6
1.1 Planteamiento del problema.....	6
Específicas	9
1.2 Objetivos.....	10
Específicos	10
1.3 Hipótesis	11
1.4 Justificación	12
II. MARCO TEÓRICO	13
2.1. Sistema Financiero.....	13
2.2. Desigualdad del Ingreso.....	14
2.3 Desarrollo del sistema financiero y los efectos sobre la desigualdad del ingreso	16
III. METODOLOGIA.....	25
3.1 Medición de las variables	25
3.2 Análisis descriptivo.....	26
Coeficiente de Gini.....	26
Crédito Privado como proporción al PIB	26
Producto Interno Bruto.....	27
Tratamiento estadístico	27
3.3 Método	28
Pruebas de raíz unitaria	28
Prueba Dickey-Fuller (DF).....	29
Prueba Phillips-Perron (PP)	30
Prueba KPSS	30

Metodología de Cointegración.....	31
Metodología de Cointegración Engle- Granger	31
CAPÍTULO IV ANALISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS	34
Prueba Dickey-Fuller (DF).....	35
Prueba Phillips-Perron (PP)	38
Prueba KPSS	41
Metodología de Cointegración Engle- Granger	43
Conclusiones	49

CAPITULO I. INTRODUCCIÓN

1.1 Planteamiento del problema

La desigualdad de ingresos se entiende como el acceso desigual a los recursos entre la población (OECD, 2015); (Galindo & Viridiana, 2015). A pesar de décadas de progreso, esta ha sido una característica que se ha permanecido por años en América Latina y el Caribe (ALC). Si bien, a partir del año 2000, la desigualdad comenzó a reducirse, esta tendencia se estancó en 2010 y había comenzado a revertirse en algunos países incluso antes del inicio de la pandemia. Entre los factores que coadyuvaron a la reducción de la desigualdad se encuentran el crecimiento económico, la reducción de los retornos a la educación superior, que resultó en una reducción de la brecha salarial entre el trabajo calificado y no calificado y la redistribución a través de transferencias monetarias. Los sindicatos también jugaron un papel importante para la reducción de la desigualdad de ingresos en países como: Argentina y Uruguay, mientras que en Brasil fue el aumento al salario mínimo; sin embargo, estos esfuerzos no han podido modificar el que sea considerada como la segunda región más desigual del mundo seguido de África; además, se puede contrastar con la región de Asia Oriental y el Pacífico que tiene países con el mismo nivel de desarrollo económico pero que se encuentran con menores niveles de desigualdad, esto de acuerdo con el Informe Regional de Desarrollo Humano del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), 2021).

La región de América Latina tiene uno de los niveles de desigualdad del ingreso más altos en el planeta, pero por otro lado es la región donde más avances se han obtenido reduciendo

dicha desigualdad en los últimos 15 años, de acuerdo con los trabajos de Székely & Mendoza (2016), Cord, Barriga-Cabanillas, Lucchetti, Rodríguez-Castelán, Sousa y Valderrama (2016). En términos comparativos los países de América Latina tienen un nivel de desigualdad del ingreso entre 1.5 y 2 veces mayor que el de los países de altos ingresos de acuerdo con Alvaredo y Gasparini (2015).

Entre 2000 y 2019 en México el 10% de la población captó el 59 por ciento de los ingresos nacionales, mientras que, el 90% se quedó con el 41 por ciento restante (Hernández, 2021).

México pertenece al 25% de los países con mayores niveles de desigualdad en el mundo (García, 2020); por ejemplo: mientras el estrato de los hogares con menores ingresos percibe 9,938 pesos por trimestre, el más alto ingresa en promedio 163,282 pesos (Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 2020). Por otra parte, el ingreso promedio de un mexicano que pertenece al decil X (la población más acaudalada) asciende a 808 pesos por día, en contraparte, un mexicano del decil I (los más pobres) debe vivir con un ingreso diario de 49 pesos. Esta situación implica que los ingresos entre el estrato socioeconómico más alto y el más bajo pueden ser hasta 16 veces mayores, de acuerdo con cifras de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares que fue realizada por el INEGI (2020).

Al comparar a México con los demás países, se encontró que se ubica entre el grupo de países con mayores niveles de desigualdad en el mundo (lugar 119 de 151 y Coeficiente de Gini de 0.434) usando el promedio para el periodo de 2010-2017, esto de acuerdo con el Informe sobre Desarrollo Humano 2019 (Esquivel, 2019). Para 2020 el INEGI, a través de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares calculó un coeficiente de Gini de 0.415 mientras que en 2016 se encontraba en 0.449, situación que refleja modestos avances en cierre de brechas de desigualdad. A pesar de que se observa una tendencia decreciente de la

desigualdad, parece no coincidir con otros aspectos relevantes de la economía mexicana. Se presentan dos aspectos dicotómicos: crecimiento del PIB y estancamiento del incremento de los ingresos, a esto se le añade el aumento en la participación porcentual de los ingresos medios y bajos.

Por otra parte, el desarrollo financiero puede afectar el grado en que se aprovechan las oportunidades económicas de una persona determinadas por la habilidad e iniciativa individual, o si la riqueza de los padres, el estatus social y las conexiones políticas moldean en una mayor o menor medida los horizontes económicos. El sistema financiero influye en quién puede iniciar un negocio, pagar la educación, alcanzar sus propias aspiraciones económicas y quién no. Por lo tanto, las finanzas pueden dar forma a la brecha entre los ricos y pobres y el grado en que esa brecha persiste a lo largo de las generaciones.

Una de las vías por las cuales las personas menos acaudaladas pueden alcanzar mayores ingresos es por medio de los mercados financieros ya que les permite solicitar créditos para, entre otras cosas, financiar inversiones y por tanto asegurar que los resultados de dicha inversión se vean reflejados en una distribución de ingresos más equitativa y que no esté relacionada con la riqueza heredada. Entonces, el desarrollo financiero puede influir en la distribución del ingreso, ya que la creciente desigualdad generalmente refleja un acceso desigual a las oportunidades productivas. Por lo tanto, examinar los efectos del desarrollo financiero sobre todos los deciles de ingresos, permite comprender mejor el efecto del desarrollo financiero sobre la desigualdad de ingresos, ya que las personas que se encuentran en diferentes deciles pueden tener menor o mayor acceso a los servicios financieros (Canavire-Bacarreza & Rioja, 2008); (Beck, Demirgüç-Kunt, & Levine, Finance, inequality and the poor, 2007).

Preguntas de investigación

General

¿Cómo se ha relaciona el desarrollo financiero con la desigualdad del ingreso en México, durante el periodo 1994-2020?

Específicas

¿Qué importancia tiene el desarrollo financiero como herramienta para disminuir la desigualdad del ingreso?

1.2 Objetivos

General

Identificar los efectos que tiene el desarrollo financiero sobre la desigualdad en la distribución del ingreso en México durante el periodo 1994-2020.

Específicos

- Observar el efecto que tiene un aumento en el crédito destinado al sector privado sobre la desigualdad del ingreso a través de la estimación de un modelo de cointegración.

1.3 Hipótesis

El desempeño del desarrollo financiero, medido a través del crédito suministrado al sector privado como proporción del PIB tiene un efecto negativo sobre la desigualdad del ingreso.

De esta manera, un mayor desarrollo financiero en el país serviría para disminuir las restricciones de financiamiento, en especial a los sectores con menos ingresos, y darles mayor acceso al financiamiento. Por lo tanto, se espera que el desarrollo financiero incremente los ingresos más bajos y disminuya la desigualdad debido a la mejor asignación de capital a proyectos productivos.

1.4 Justificación

Los efectos del desarrollo financiero en todo el mundo se han estudiado extensamente en la literatura académica con un consenso general de que las finanzas aumentan el crecimiento económico (Levine R. , 2005). Sin embargo, este crecimiento no suele ir en sintonía con el aumento de los ingresos de los estratos más bajos, beneficiando solamente a los más ricos. Debido a que los mercados financieros están plagados de problemas de selección adversa y riesgo moral, los prestatarios necesitan garantías. Los pobres, que no tienen esto, pueden, por lo tanto, tener dificultades para obtener préstamos incluso cuando los mercados financieros están bien desarrollados. Por el contrario, los ricos que tienen propiedades que pueden utilizarse como garantía y podrían beneficiarse a medida que se desarrolle el sector financiero. Si el desarrollo financiero mejora el acceso de los ricos, pero no de los pobres, podría empeorar la desigualdad.

Pero este podría no ser el caso, pues a medida que crece el sector financiero, los pobres, que anteriormente estaban excluidos de obtener préstamos, podrían tener acceso a él. En este sentido, las finanzas podrían igualar a las personas con talento, ambición y e ideas productivas.

Si bien no hay un consenso general en la literatura empírica referente a los efectos del desarrollo del sistema financiero sobre la desigualdad de ingresos, es relevante un estudio que evalúe el impacto del desarrollo del sistema financiero sobre la desigualdad de ingresos en México, ya que, permite brindar elementos para el diseño de políticas públicas orientadas a disminuir la brecha de desigualdad entre ricos y pobres.

II. MARCO TEÓRICO

Uno de los temas más importantes en materia de economía es la desigualdad de ingresos. Desde hace varios años México ha experimentado reducciones en materia de desigualdad del ingreso, sin embargo, en la literatura aún no hay consenso sobre cuáles son las políticas consistentes para erradicar la desigualdad.

2.1. Sistema Financiero

Se dice que el desarrollo financiero provoca efectos en la desigualdad de los ingresos, sin embargo, aún no existe un único indicador que muestre el grado de desarrollo financiero de un país. Esta falta de consenso se ve afectado por las características multidimensionales que se le atribuyen al concepto de desarrollo financiero, que puede ser entendido como la capacidad de una economía para canalizar los ahorros en inversión de forma eficiente y efectiva en el interior de sus fronteras debido a varias razones: a) la calidad de sus instituciones y el marco regulatorio; b) el tamaño de sus mercados financieros; c) la diversidad de los instrumentos financieros y la facilidad con la que los agentes acceden a estos; d) el desempeño de los mercados financieros en términos de su nivel de liquidez y eficiencia (Dorrucci, Meyer-Cirkel, & Santabárbara, 2009).

Las finanzas y los mercados financieros están estrechamente relacionados con el nivel de desarrollo financiero. Se entiende por finanzas la capacidad de los contratos financieros, en los mercados y los intermediarios para facilitar la selección de oportunidades de inversión; el seguimiento de las inversiones después de proporcionar financiación; y la agrupación, negociación y gestión del riesgo (Demirgüç-Kunt & Levine, R., 2009). En la literatura se ha identificado tres instituciones que impulsan el desarrollo financiero que son: las instituciones

legales, culturales y políticas. La posición del gobierno como árbitro de los contratos financieros, regulador del sistema financiero y prestatario potencial crea, sin embargo, una potente fuente de oportunismo. El estado puede dejar de pagar los préstamos, confiscar activos, bancos o empresas, o tomar medidas regulatorias que equivalgan a una expropiación de facto. También puede fallar en apoyar la ejecución judicial de contratos para favorecer intereses relacionados. Debido a este conflicto de intereses, se necesitan instituciones políticas para limitar la discrecionalidad de los actores gubernamentales, como condición previa para las instituciones legales. A su vez, Haber y Perotti (2008), observan que las opciones políticas afectan profundamente el desarrollo y las operaciones del sistema financiero.

2.2. Desigualdad del Ingreso

Los distintos niveles de desigualdad dependen mucho de su contexto y evolución ya que en la literatura se consideran de manera separada los países desarrollados y los que están en desarrollo puesto que los aspectos que la determinan como antes se mencionó difieren entre ambos grupos.

Al considerar la evolución de la desigualdad en los países desarrollados entre 1975 y 2010, se indica que el nivel de desigualdad aumentó en prácticamente todos los países de los que se cuenta con información. Las razones de este incremento en el nivel de desigualdad en estos países siguen siendo objeto de debate: se han señalado diversos factores como explicativos de esta tendencia. La innovación tecnológica puede conducir a una mayor demanda de trabajadores calificados y salarios más altos para ellos, lo que puede contribuir a la desigualdad en las economías desarrolladas. Puede ser difícil distinguir los efectos de la globalización y la liberalización comercial en este proceso, ya que los avances tecnológicos

permiten la externalización de la producción, lo que puede verse como resultado de la especialización comercial (OCDE , 2011).

Por otro lado, tomando en cuenta los países de la región de América Latina y si la desigualdad del ingreso entre los habitantes de la región se descompone distinguiendo la desigualdad entre los países y la que hay en el interior de estos se observa que la mayor parte de la desigualdad regional corresponde a la que hay en el interior de los países. Estos resultados indican que la dinámica interna de los países, vinculada con sus realidades sociales, institucionales y políticas, resulta más relevante para la consideración de la desigualdad regional que la dinámica entre los países (como la vinculada a la migración o el comercio) (Amarante & Colacce, 2018). Ha habido una tendencia de aumento de la desigualdad en la década de 1990, seguida de una disminución en la década de 2000 y una desaceleración de esa disminución en la década de 2010. La reducción significativa de la desigualdad en la década de 2000 en América Latina a menudo se considera excepcional, pero en comparación con el resto del mundo en desarrollo, esta reducción de la desigualdad ya no se consideran excepcionales (Gasparini, Bracco, Galeano, & Pistorio, 2018).

La mayor parte de la desigualdad de ingresos dentro de la región de América Latina se debe a diferencias individuales que surgen dentro de los países, más que entre mismos países. Aproximadamente el 90% de la desigualdad en la región se puede atribuir a estas discrepancias internas. Estos hallazgos sugieren que los factores internos dentro de los países, como las dinámicas sociales, políticas e institucionales, tienen un mayor impacto en la desigualdad regional que los factores externos, como el comercio o la migración. (Amarante & Colacce, 2018)

Gasparini (2019) analiza tres factores que indican haber afectado la dinámica distributiva de América Latina en las últimas décadas como lo son la disminución de la desigualdad a partir de la década de los 2000, cómo el escenario internacional favorable benefició el crecimiento económico y la intensificación de políticas públicas con un enfoque redistributivo. Durante la década de 1990, las economías latinoamericanas experimentaron dos tipos de cambios significativos: reformas estructurales como la liberalización, la inversión extranjera, los avances tecnológicos y las privatizaciones, así como crisis macroeconómicas. Estas transformaciones y crisis provocaron una disminución de la demanda de mano de obra no calificada, lo que se tradujo en una disminución de los ingresos de este segmento de la población. Sin embargo, las condiciones económicas internacionales favorables y las políticas redistributivas gubernamentales ayudaron a reducir la desigualdad.

2.3 Desarrollo del sistema financiero y los efectos sobre la desigualdad del ingreso

Se presenta en la mesa de discusión la cuestión en torno al tipo de impacto o importancia que tiene el desarrollo del sistema financiero en la desigualdad de ingresos pues mientras algunos argumentan que a mayor financiación se facilita que las personas pobres obtengan préstamos para proyectos viables, lo que puede reducir la desigualdad de ingresos. Por otro lado, se dice también que es más probable que las mejoras en el sector financiero beneficien a las personas acomodadas que dependen menos de las conexiones informales para obtener capital.

De acuerdo con Canavirre, et al. (2008), un mayor desarrollo financiero serviría para relajar las restricciones de financiamiento, particularmente para los pobres, y darles más acceso a este. Así mismo, se tiene que las imperfecciones financieras, como la información y los costos de transacción, pueden ser especialmente vinculantes para las personas que se encuentran en estratos más bajos que carecen de garantías y antecedentes crediticios, de

modo que la relajación de estas restricciones crediticias puede beneficiar a los de menos ingresos (Beck et al., (2007)). Sin embargo, a muchas personas les preocupa que el desarrollo financiero solo beneficie a los ricos. Debido a que los mercados financieros están plagados de problemas de selección adversa y riesgo moral, los prestatarios necesitan garantías. Los pobres, que no tienen esto, pueden, por lo tanto, tener dificultades para obtener préstamos incluso cuando los mercados financieros están bien desarrollados. Por el contrario, los ricos que tienen propiedades que pueden utilizarse como garantía y podrían beneficiarse a medida que se desarrolle el sector financiero. Si el desarrollo financiero mejora el acceso de los ricos, pero no de los pobres, podría empeorar la desigualdad (Clarke , Xu, & Zou , 2006).

Por otro lado, Claessens y Perotti (2007), argumentan que hay un efecto inverso donde se sostiene que el acceso financiero es una de las principales causas de la persistente desigualdad. Mencionan que el acceso a la financiación deficiente no solo refleja las limitaciones económicas, porque el acceso desigual a los recursos afecta el poder político de facto. Especialmente en un marco institucional débil, donde la influencia política de facto domina la representación política de jure, la desigualdad facilita que los intereses establecidos influyan en el acceso a la financiación mediante el control directo o la captura regulatoria del sistema financiero (Raja & Zingales, 2003). Las reformas profundizan en lugar de ampliar el acceso, ya que pequeñas élites obtienen la mayoría de los beneficios mientras que los riesgos se distribuyen entre la sociedad en general. La liberalización financiera motivada para aumentar el acceso puede, en la práctica, aumentar la fragilidad y la desigualdad, y dar lugar a una reacción política contraria a las reformas.

Como señalan Demirgüç-Kunt & Levine, R. (2009), la teoría proporciona predicciones ambiguas sobre el impacto de las finanzas en la distribución del ingreso. Se puede hacer una

distinción entre los efectos de la financiación sobre el margen extensivo y el intensivo. El margen extensivo se refiere al uso de servicios financieros por parte de personas que no habían estado usando esos servicios. Por ejemplo, el desarrollo financiero puede ayudar a las familias pobres a obtener préstamos para pagar la educación y por ende la desigualdad disminuye con este tipo de mecanismo. El efecto del desarrollo financiero sobre la desigualdad de ingresos en el margen intensivo es diferente. Las mejoras en la calidad y variedad de los servicios financieros no tienden a ampliar el acceso a los servicios financieros, sino que mejoran la calidad de los servicios financieros que disfrutaban quienes ya los compraban. Los beneficios de estos efectos de margen intensivos se acumulan principalmente en los ricos, lo que amplía la distribución del ingreso.

La extensa literatura empírica sobre la relación entre desarrollo financiero y desigualdad de ingresos proporciona resultados muy variados. Aunque varios estudios informan que los países con niveles más altos de desarrollo financiero tienen menos desigualdad de ingresos (Clarke , Xu, & Zou , 2006), (Beck, Demirgüç-Kunt, & Levine, 2007), otros estudios muestran una relación negativa entre desarrollo financiero y desigualdad de ingresos. Por ejemplo, Jauch y Watzka (2012), que utilizan un panel de 138 países para los años 1960-2008, encuentran que el desarrollo financiero aumenta la desigualdad de ingresos cuando utilizan efectos fijos y controlan para el PIB per cápita.

Dabla-Norris, et al. (2015) informan resultados similares, quienes concluyen que la profundización financiera es uno de los principales impulsores del aumento de la desigualdad de ingresos en su muestra que abarca 97 países y paneles de cinco años durante el período 1980 - 2012.

En las regresiones de panel para el coeficiente de Gini en una muestra de 18 países asiáticos durante el período 1996-2005 realizadas por Li & Yu, H. (2014), el coeficiente de crédito a PIB es positivo y significativo. Asimismo, Denk & Cournède, B. (2015) concluyen que una mayor financiación se asocia con una mayor desigualdad de ingresos en su muestra de 33 países de la OCDE. Esta relación se mantiene cuando el crédito intermediado y la capitalización bursátil se utilizan para medir el tamaño de las finanzas. Los empleados del sector financiero están muy fuertemente concentrados en la parte superior de la distribución del ingreso y sus ingresos superan a los de los empleados con perfiles similares (como edad, género o educación) en otros sectores. De la misma manera, las personas de ingresos altos pueden tener acceso a una amplia disponibilidad de crédito, financiamiento y a oportunidades de inversión diferenciándose de las personas con ingresos bajos incrementando la desigualdad de ingresos. Además, se benefician de la expansión de los mercados bursátiles teniendo una mayor oportunidad de participar en las acciones de empresas públicas a diferencia de los receptores de menos ingresos al obtener dividendos de las acciones y de las ganancias del mercado de capitales (Keeley, 2018)

Se han presentado varios argumentos en la literatura que sugieren que la liberalización del sector financiero puede afectar la distribución del ingreso. Primero, las imperfecciones en el mercado crediticio impiden que los pobres realicen inversiones productivas, por ejemplo, en educación (Banerjee & Newman, 1991). Las restricciones crediticias reducen la eficiencia de la asignación de capital e intensifican la desigualdad de ingresos al impedir el flujo de capital a las personas pobres con inversiones de alto rendimiento esperado. Por lo tanto, cualquier relajación de estas restricciones crediticias beneficiará a las personas pertenecientes a los estratos más bajos de la población. Si la liberalización financiera reduce estas imperfecciones

del mercado crediticio, la desigualdad de ingresos puede reducirse. En segundo lugar, las reformas financieras, como la eliminación de las políticas hacia el crédito dirigido además de los encajes excesivamente altos y las mejoras en el mercado de valores parecen ser particularmente eficaces para reducir la desigualdad en el nivel más bajo de la distribución del ingreso. Por otro lado, pueden mejorar la eficiencia de los sistemas financieros domésticos y conducir a un acceso más equitativo al crédito, de esta manera los pobres pueden lograr emprendimientos exitosos y reducir la desigualdad. Del mismo modo, las políticas que mejoran y facilitan el funcionamiento de los mercados de valores para atraer inversores extranjeros pueden ayudar a garantizar la igualdad de oportunidades para los hogares de ingresos bajos y medios (Agnello, Mallick, & Sousa, 2012); (Gómez, Ríos, & Bujari, 2019). Una de las vías por las cuales los pobres pueden alcanzar mayores ingresos es por medio de los mercados financieros que les permita solicitar créditos para, entre otras cosas, financiar inversiones y por tanto asegurar que los resultados de dicha inversión se vean reflejados en una distribución de ingresos más equitativa y que no esté relacionada con la riqueza heredada.

Por el contrario, algunas teorías predicen que el desarrollo financiero ayuda principalmente a los ricos. De acuerdo con este punto de vista, los pobres dependen de las conexiones familiares informales para obtener capital, por lo que las mejoras en el sector financiero formal benefician excesivamente a los ricos. De acuerdo con Esquivel (2014) un mercado financiero imperfecto alcanza a afectar la capacidad de inversión de los pequeños negocios por lo que las inversiones en capital físico o humano se inclinarán no necesariamente para quienes tengan mayor talento empresarial o mejor disposición de aprendizaje; la inversión se destinará a quienes tengan los recursos para poder hacerlo.

Greenwood y Jovanovic (1990) desarrollan un modelo que predice una relación no lineal entre el desarrollo financiero, la desigualdad de ingresos y el desarrollo económico. En todas las etapas del desarrollo económico, el desarrollo financiero mejora la asignación de capital, impulsa el crecimiento agregado y ayuda a los pobres a través de este canal. Sin embargo, el efecto distributivo del desarrollo financiero y, por tanto, el impacto neto sobre los pobres depende del nivel de desarrollo económico. En las primeras etapas de desarrollo económico, solo los ricos pueden acceder y beneficiarse directamente de mejores mercados financieros. En niveles más altos de desarrollo económico, muchas personas acceden a los mercados financieros para que el desarrollo financiero ayude directamente a una mayor proporción de la sociedad.

Algunos estudios examinan la relación que existe entre el desarrollo financiero y los quintiles de ingresos. Beck, et al. (2007) encuentran que el desarrollo financiero aumenta desproporcionadamente los ingresos del quintil más pobre y reduce la desigualdad de ingresos. Alrededor del 40% del impacto a largo plazo del desarrollo financiero en el crecimiento de los ingresos del quintil más pobre es resultado de reducciones en la desigualdad de ingresos, mientras que el 60% se debe al impacto del desarrollo financiero en el crecimiento económico agregado. Además, el desarrollo financiero está asociado con una caída en la fracción de la población que vive con menos de \$1 USD por día, resultado que se mantiene cuando se condiciona al crecimiento promedio.

Por otro lado, varios investigadores tocan un tema pendiente en donde aún no existe un consenso entre la relación finanzas – desigualdad. Demirgüç-Kunt & Levine, R. (2009) destacan vacíos sustanciales en la literatura e investigación teórica y empírica sobre el impacto potencialmente enorme de las políticas formales del sector financiero. Sin embargo,

destacan que el acceso al mercado crediticio aumenta la inversión de los padres en la educación de sus hijos y reduce la deserción escolar infantil y en los mercados laborales cuando hay choques adversos y reducen los ingresos familiares. Además, un creciente cuerpo de evidencia sugiere que un mejor funcionamiento de los sistemas financieros estimula la creación de nuevas empresas y ayuda a las empresas pequeñas y prometedoras a expandirse a medida que una gama más amplia de empresas obtiene acceso al sistema financiero.

De acuerdo con varios investigadores se ha llegado a un consenso en donde el desarrollo del sistema financiero viene representado por las mejoras en los contratos financieros, los mercados y los intermediarios

Respecto a la liberalización del sector financiero ha habido un creciente empuje global por detonarlo y se hecho camino una pequeña pero creciente línea de investigación que examina el impacto de liberalización financiera sobre la desigualdad de ingresos. Se tiene por un lado a Beck et al. (2010) donde evalúan el impacto de la desregulación bancaria estadounidense de los años setenta a los noventa en la distribución del ingreso y encuentran que la desregulación reduce significativamente la desigualdad al impulsar los ingresos en la parte inferior de la distribución del ingreso, pero tiene poco impacto sobre los ingresos por encima de la mediana. Además, encuentran una profundización tanto de los mercados como de las instituciones financieras, una tendencia concentrada en los países de altos ingresos más pronunciada para los mercados que para los bancos. Del mismo modo, el reciente aumento de los préstamos transfronterizos y problemas de deuda se han concentrado en los países de ingresos altos, mientras que los países de ingresos bajos y medios-bajos han experimentado un aumento en los flujos de remesas. Sin embargo, los bajos márgenes de interés netos, el aumento de la rentabilidad y la disminución de la estabilidad en los sectores bancarios de los

países de altos ingresos caracterizan el reciente auge del sector financiero en los países de altos ingresos que condujo a la crisis financiera mundial de 2007. Así mismo se hace hincapié en que un sistema financiero sobreapalancado y frágil también puede provocar crisis importantes como la que se dio en 2007/2008 en todo el mundo. En el tema de la profundización financiera se ha concentrado en los países de ingresos altos, mientras que no ha habido una profundización significativa en los países de ingresos medios y bajos.

Bumann y Lensink (2016) sugieren que el impacto de la liberalización financiera sobre la desigualdad está condicionado por el desarrollo financiero. De acuerdo con su modelo teórico sugiere que la liberalización financiera mejorará la distribución del ingreso en países donde la profundidad financiera es alta. Los resultados empíricos de los autores sugieren que su medida de liberalización financiera, es decir, la liberalización de la cuenta de capital solo tiende a reducir la desigualdad de ingresos si el nivel de profundidad financiera, medido por el crédito privado sobre el PIB, supera el 25 por ciento.

Por otro lado, Delis et al. (2014) concluyen que una mayor liberalización de la banca generalmente conduce a una distribución de ingresos más estrecha. Sin embargo, también encuentran que este efecto no es uniforme en todas las políticas de liberalización, ni es el mismo en países con diferentes niveles de desarrollo o diferentes tipos de entornos financieros. En particular, la eliminación de los controles crediticios reduce sustancialmente la desigualdad de ingresos y este efecto es duradero.

La investigación de Levine R. (2021) muestra que las imperfecciones del mercado financiero pueden influir en la evolución de las diferencias intergeneracionales en los ingresos de las familias al configurar el capital humano, los salarios pagados a las personas con las mismas habilidades y la acumulación de riqueza. Ya sea que los padres decidan invertir en la calidad

de educación que le dan a sus hijos y cómo esta da forma a la preservación de los ingresos. En su modelo con mejores y desarrollados mercados financieros, las personas con altas capacidades tienen más probabilidades de obtener educación independientemente de la riqueza de los padres. Con mejores sistemas financieros, el capital humano se vincula más estrechamente con la capacidad y la economía alcanza la asignación socialmente eficiente de la escolaridad, y las oportunidades económicas del individuo están determinadas más por sus habilidades que por la riqueza de los padres. Dado que los individuos pueden pedir prestado para financiar la educación, las diferencias iniciales de riqueza dinástica disminuyen.

III. METODOLOGIA

3.1 Medición de las variables

Para el análisis econométrico se utilizan datos del Banco de México (Banxico) y del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) con los cuales se construyó una base de datos anual de 1994 a 2020 con los indicadores de desigualdad de ingresos y desarrollo financiero que la literatura sugiere.

Después de analizar la literatura donde sustenta que existe una relación entre el desarrollo financiero y la desigualdad de ingreso y tomando en cuenta que difícilmente se pueden obtener indicadores que reflejen todas las dimensiones del desarrollo financiero, para fines de esta investigación se considera un indicador que cuantifique el tamaño de los mercados financieros, particularmente, se utiliza el crédito otorgado al sector privado como proporción del Producto Interno Bruto (PIB) tomando como referencia los autores en la tabla 1.

Tabla 1

Autor	Indicador	Función
Gómez, Ríos & Bujari (2019)	Crédito privado respecto al PIB	Nivel del desarrollo financiero
Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., (2007)		
Canavire-Bacarreza & Rioja, (2008)		
Levine, R., (2021)		
Agnello, Mallick, & Sousa, (2012)	Índice de Gini	Nivel de desigualdad
Demirgüç-Kunt & Levine, (2009)		
Canavire-Bacarreza & Rioja, (2008)		
Clarke , Xu, & Zou , (2006)		

Para realizar este trabajo se utiliza una serie de tiempo anual tanto para la variable Gini como para el crédito privado como proporción del PIB.

3.2 Análisis descriptivo

Coeficiente de Gini

En primer lugar, se obtuvieron los datos de varias encuestas a nivel país que se realizaron por intervalos de dos años en su mayoría. Dicha encuesta es la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para los años: 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004, 2005, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018 y 2020, en donde se encuentra el Coeficiente de Gini como variable para medir la desigualdad. El coeficiente de Gini se deriva de la curva de Lorenz y varía entre 0 (igualdad perfecta) y 1 (desigualdad perfecta). De acuerdo con la [Gráfica 1](#), el Gini tuvo un ligero aumento (la desigualdad se incrementó) en el año 2000 con respecto a 1994 pasando de tener un 0.4770 a 0.4811, no obstante, pudo cambiar su tendencia a la baja durante los siguientes años hasta alcanzar su punto más bajo en el 2020 con un 0.4150. Esta variable es consultada también en la Encuesta Nacional de Ingreso y Gastos de los Hogares.

Crédito Privado como proporción al PIB

En tercer lugar, el desarrollo financiero es medido utilizando la variable crédito privado. Esta variable se define como el monto de crédito emitido al sector privado por intermediarios financieros sobre el PIB. Contabiliza el crédito emitido por instituciones bancarias y no bancarias a empresas privadas y hogares (Clarke , Xu, & Zou , 2006). Es una buena variable proxy del grado en que los agentes del sector privado tienen acceso a intermediación financiera (como en Greenwood y Jovanovic 1990) o acceso a préstamos (como en Banerjee

y Newman 1993, Galor y Zeira 1993). La fuente de consulta es el Sistema de Información Económica (Banco de México) y se divide por diferentes ramas de actividad como lo son el Crédito al consumo, Crédito a la vivienda y el Endeudamiento de empresas y personas físicas con actividad empresarial, sin embargo, aquí se excluye a las que son del extranjero. Por otro lado, el PIB se consulta desde el Banco de Información Económica (BIE) del INEGI.

Por último, se controlan variables como determinantes de la desigualdad del ingreso: PIB, PIB per cápita y la inflación.

Producto Interno Bruto

Esta variable se proporciona de manera trimestral en millones de pesos a precios corrientes en el Banco de Información Económica. Una economía con crecimiento sostenido puede propiciar a que el gobierno genere ingresos a sus arcas y de esta manera amortiguar las disparidades del ingreso por lo que se espera que el coeficiente sea negativo (Agnello, Mallick, & Sousa, 2012).

Tratamiento estadístico

El indicador Crédito privado respecto al PIB no se tuvo que deflactar ya que es un cociente, resultado de la división del Crédito otorgado al sector privado dividido por el PIB. Los valores de esta variable normalmente se ubican entre 0 y 1 por lo que no es necesario utilizar logaritmos. La periodicidad de los datos del PIB se encuentra en trimestres y para su conversión anual se calculó el promedio de los 4 trimestres del año correspondiente.

3.3 Método

En el presente trabajo se emplean técnicas econométricas de series de tiempo donde se encuentran las pruebas de raíz unitaria Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), KPSS y Metodología de Cointegración Engle- Granger.

Estas técnicas se describen brevemente a continuación;

Pruebas de raíz unitaria

A menudo las series económicas suelen tener tendencia estocástica o incluso suelen verse afectadas de manera persistente por los choques aleatorios. Por esta razón, es común que la mayoría de las series económicas sean no estacionarias y máxime aquellas que tengan un comportamiento muy volátil, muy irregular. Estas son algunas causas que explican el que una serie no sea estacionaria en el tiempo, el hecho mismo de que pueda exhibir un problema estructural.

La prueba de raíz unitaria se ha convertido en una parte integral del análisis de series de tiempo porque se establece que la mayoría de las series de tiempo macroeconómicas tienen tendencia y no son estacionarias. La estacionariedad de la serie de tiempo implica que la serie tiene una media y varianza constante en el tiempo, es decir, la serie vuelve a su media de largo plazo después de un choque y el efecto del choque es temporal, también, el valor de su covarianza entre dos periodos no depende del tiempo sino de la distancia entre ellos. Por otro lado, las series de tiempo no estacionarias, denota series cuya varianza y media cambian con el paso del tiempo y el efecto de un choque estructural en la serie es permanente (Castillo & Varela, 2010).

Es importante analizar las variables a utilizar y que sean estacionarias ya que al momento de realizar una regresión con dos variables y estas resultan ser estacionarias tendríamos una correcta estimación. En cambio, si estas dos variables resultan ser no estacionarias, nuestra estimación tendría errores y ser una regresión espuria, es decir, que los resultados no sean realmente válidos y que por tanto carezcan de sentido.

En este trabajo, las pruebas de raíz unitarias de Dickey Fuller, Dickey Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y KPSS se utilizan para las pruebas de estacionariedad de todas las variables.

Prueba Dickey-Fuller (DF)

La prueba DF se aplica generalmente a las siguientes regresiones auxiliares:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \phi_1 + \alpha y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \phi_1 + \phi_2 t + \alpha y_{t-1} + u_t$$

Fuente: Castillo & Varela (2010)

La primera ecuación no tiene intercepto ni tiene pendiente, solamente tiene un parámetro autorregresivo y representa una caminata aleatoria simple, una segunda variante es la primera ecuación, pero añadiendo un intercepto, ϕ_1 . La tercera ecuación tiene intercepto y tendencia, $\phi_2 t$, pero cualquiera de las tres tiene el autorregresivo. En todos los casos, si la H_0 no se rechaza se concluye que la serie en cuestión presenta raíz unitaria (Castillo & Varela, 2010).

Es importante mencionar que el estadístico Durbin -Watson nos ayuda a verificar que se cumpla el supuesto de no autocorrelación de una serie.

Prueba Phillips-Perron (PP)

Otra prueba de raíz unitaria comúnmente utilizada en el análisis de series de tiempo es la prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP) desarrollada por Phillips y Perron (1988). Esta prueba es una prueba no paramétrica, en donde, a diferencia de que en DFA para corregir la autocorrelación se utilizan las diferencias rezagadas de y_t y el estadístico de contraste es la t estadística de α , un parámetro, es por ello por lo que se le llama prueba paramétrica. Sin embargo, en la prueba PP el estadístico de prueba ya no se obtiene de un parámetro y la corrección de la autocorrelación no la realiza usando diferencias rezagadas en la ecuación de regresión auxiliar, sino que utiliza otro método de corrección que es un método no paramétrico. Sin embargo, la base de PP sigue siendo una regresión auxiliar teniendo $Z\hat{p}_\mu = T(\hat{p} - 1) - CF$, donde CF es un factor de corrección. De tal forma que el estadístico modificado incorpora el posible problema de autocorrelación. Al igual que en DF y DFA se debe determinar la prudencia de incluir una constante, o tendencia determinística (Castillo & Varela, 2021).

Prueba KPSS

A diferencia de las pruebas anteriores que toman como hipótesis nula la no estacionariedad de las series esto es que la serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria, el enunciado de la H_0 en KPSS es el opuesto al enunciado en PP y DF. Aquí la H_0 en cuestión es estacionaria, así que la hipótesis nula se refiere entonces a que se acepta la H_0 contrario a las pruebas anteriores (Castillo & Varela, 2021).

Metodología de Cointegración

Al utilizar la metodología de cointegración lo que se busca es cumplir con dos propósitos que son identificar la existencia de relaciones estables de largo plazo entre las variables y en segundo lugar se pretende determinar el número de relaciones de cointegración que existen dentro del modelo. Lo que también puede ser descrito como identificar los componentes tendenciales de la series y determinar si existe un comportamiento común entre ellos.

Para cumplir con el primer propósito antes mencionado, donde únicamente se identifica la existencia de correlación utilizaremos la metodología propuesta por Engle y Granger (1987).

El concepto de cointegración se refiere a la idea de que dos o más variables sostienen una relacion estable, de equilibrio en el largo plazo. Las series económicas pueden mantener una relacion tanto en el corto como en el largo plazo. Lo que interesa es qué tan estable es la relacion en el largo plazo.

Metodología de Cointegración Engle- Granger

La metodología de Engle-Granger se concibe como un procedimiento que ayuda a evitar el problema de la regresión espuria. Engle-Granger se aplica cuando las series son $I(1)$ y a partir de ahí es un procedimiento bietápico que se reduce a estimar en primera instancia una ecuación con MCO, que se llamará ecuación de cointegración y nos va a dar los parámetros de cointegración, posterior a ello se obtienen los residuales y la prueba sobre esos residuales la prueba de estacionariedad es la que nos va a confirmar si la relación es o no de cointegración.

Se presenta un caso bivariado con dos series integradas de orden 1, $y_i \sim I(1)$ y $x_i \sim I(1)$. Donde se puede representar una ecuación de regresión entre las mismas:

$$y_t = \gamma x_t + \varepsilon_t$$

Donde x viene siendo el crédito otorgado al sector privado como proporción del PIB y y es el Índice de Gini. Esta relación en el largo plazo si es de equilibrio implica que el índice de Gini responde de manera estable al crédito otorgado al sector privado como proporción del PIB que en nuestro modelo se espera una relación negativa. Pero puede que no sea el caso, por lo que la relación no será de equilibrio. Sin embargo, en el corto plazo, a pesar de que haya una relación estable entre dos series puede ser en el largo plazo que no exista. Por lo que se tiene que separar en este análisis econométrico, donde involucramos las metodologías de cointegración, el corto del largo plazo.

Dado que la metodología de Engle-Granger es una metodología bietápica se desarrolla en dos fases, la primera fase se estima la ecuación $gini = \beta_0 + \beta_1 creditopib$ por medio de MCO.

En primer lugar, se decide si se extraen los residuales y se continua con la segunda etapa por medio de un test de raíz unitaria para evaluar si son o no estacionarios. En caso de que se trate de una regresión falsa o espuria, lo cual es natural ya que las pruebas de raíz unitaria muestran que las series utilizadas no son estacionaras, el siguiente paso es analizar si las series cointegran.

A continuación, se crea la serie de residuales estimados, $\hat{\varepsilon}_t$, y como parte de la segunda etapa, se presentan las pruebas de raíz unitaria para los residuos de la ecuación de MCO.

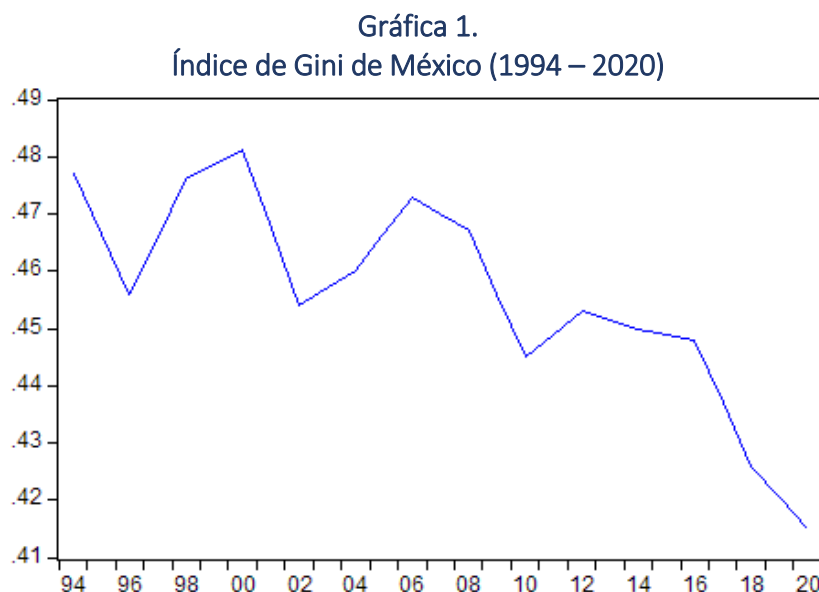
Se lleva a cabo una prueba formal de raíces unitarias en caso de que la serie de residuales sea estacionaria se procede a realizar las pruebas de raíz unitaria sobre los residuales, invariablemente tiene que ser en nivel. Además, como los residuales son una variable aleatoria no tienen tendencia y tampoco es necesario poner intercepto.

Los residuales son una combinación lineal entre dos variables que son el Gini y el Creditopib que son integradas de orden uno. Sin embargo, hay que destacar que la combinación lineal de dos variables que son integradas de orden uno, es integrada de orden cero.

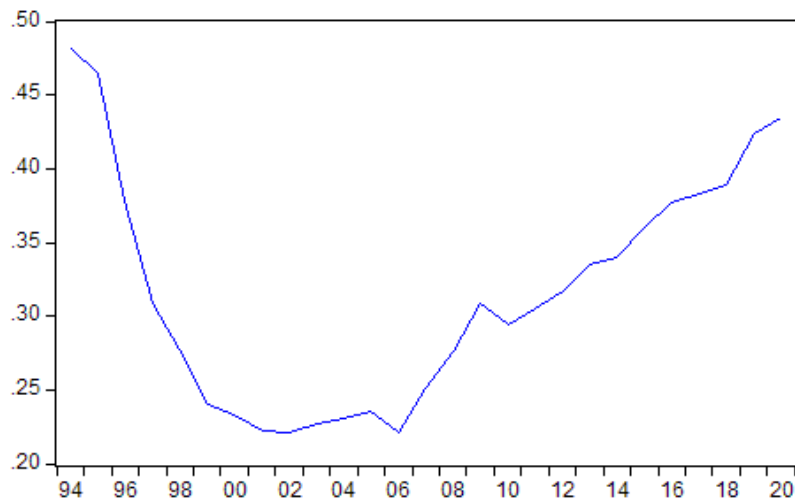
CAPÍTULO IV ANALISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS

En esta sección se presentan las pruebas de raíz unitaria, la decisión final sobre la estacionariedad o no de las series se hará con base en la información de las pruebas DF, PP y KPSS y la metodología de Engle – Granger.

Para saber si las series tienen o no raíz unitaria se procede a analizarlas a través de su representación gráfica y se puede ver que, tanto Gini y Creditopib tienen una tendencia estocástica no determinística, que para el caso de Gini a lo largo del tiempo disminuye pero lo hace de manera aleatoria. Por otro lado se tiene la serie creditopib en donde en primera instancia tiene tendencia negativa y disminuye por un periodo hasta llegar al año 2006 donde luego comienza a incrementar y tiene tendencia positiva por lo que la serie avanza de manera irregular, muy aleatoria presentando quiebres estructurales por lo que no se puede presumir un comportamiento estacional en ambas series.



Gráfica 2.
Crédito como proporción del PIB (1994 – 2020)



Prueba Dickey-Fuller (DF)

La prueba de raíz unitaria DF muestra que todas las series a utilizar en el modelo tienen un comportamiento estacional, sin embargo, esto sucede hasta que se realizan las pruebas en primeras diferencias para las series Gini y Creditopib.

Para la serie Gini, se utiliza el estadístico de contraste y se compara con los valores críticos, al ser mayor en valor absoluto al 1% en primera diferencia y no presentando constante ni tendencia en donde cae fuera de la región de aceptar la Hipótesis nula entonces se rechaza la indicación donde se dice que la serie Gini tiene raíz unitaria y nos conduce a concluir que la serie es estacionaria integrada de orden uno $I(1)$. Otra forma de concluir que la serie es estacionaria es que la probabilidad asociada al estadístico de prueba es menor a 0.01 por lo tanto es significativo y se rechaza la H_0 .

Además, se tiene el estadístico Durbin Watson de 1.69, en comparación con la prueba en niveles que se tiene un DW de 1.14 presentando autocorrelación, por lo que se acepta la H_0

de no autocorrelación, en otras palabras, la serie no presenta autocorrelación y no es necesario continuar haciendo pruebas en segunda diferencia.

Tabla 1.
Pruebas de raíz unitaria con prueba Dickey-Fuller (DF)

Null Hypothesis: D(GINI) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.160294	0.0028
Test critical values:	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(GINI,2) Method: Least Squares Date: 11/22/22 Time: 21:17 Sample (adjusted): 1996 2020 Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GINI(-1))	-0.558534	0.176735	-3.160294	0.0042
R-squared	0.293389	Mean dependent var		0.000204
Adjusted R-squared	0.293389	S.D. dependent var		0.008090
S.E. of regression	0.006800	Akaike info criterion		-7.104578
Sum squared resid	0.001110	Schwarz criterion		-7.055823
Log likelihood	89.80723	Hannan-Quinn criter.		-7.091056
Durbin-Watson stat	1.694789			

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México y el INEGI.

En el caso para la serie Creditopib, el estadístico de contraste es mayor a los valores críticos teniendo un nivel de confianza del 5% en primera diferencia en donde no se presenta constante ni tendencia. Esto nos lleva a concluir que se rechaza la Hipótesis nula donde se indica que la serie tiene raíz unitaria por lo que la serie es estacionaria integrada de orden uno I(1). Otra forma de concluir que la serie es estacionaria es que la probabilidad asociada

al estadístico de prueba es menor al 0.05 para la serie Creditopib por lo tanto se rechaza la H_0 .

Tabla

2.

Pruebas de raíz unitaria con prueba Dickey-Fuller (DF) para la serie Creditopib

Null Hypothesis: D(CREDITOPIB) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.333935	0.0217
Test critical values:	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CREDITOPIB,2) Method: Least Squares Date: 11/06/22 Time: 19:06 Sample (adjusted): 1996 2020 Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CREDITOPIB(-1))	-0.365996	0.156815	-2.333935	0.0283
R-squared	0.183377	Mean dependent var		0.001088
Adjusted R-squared	0.183377	S.D. dependent var		0.025009
S.E. of regression	0.022600	Akaike info criterion		-4.702556
Sum squared resid	0.012258	Schwarz criterion		-4.653801
Log likelihood	59.78195	Hannan-Quinn criter.		-4.689033
Durbin-Watson stat	1.800402			

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México y el INEGI.

Además, se tiene el estadístico Durbin Watson de 1.80 por lo que se acepta la H_0 de no autocorrelación y no es necesario continuar haciendo pruebas en segunda diferencia.

Debido a que las observaciones u_t no están autocorrelacionadas, no es necesario desarrollar la prueba Dickey-Fuller-Aumentada (DFA), que corrige por esta deficiencia.

Prueba Phillips-Perron (PP)

La prueba de raíz unitaria PP, al igual que en la prueba DF, muestra que todas las series a utilizar en el modelo tienen un comportamiento estacional, sin embargo, esto sucede hasta que se realizan las pruebas en primera diferencia para las series Gini y Creditopib.

Tabla 3.

Pruebas de raíz unitaria con prueba Philips Perron (PP) para la serie Gini

Null Hypothesis: D(GINI) has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-3.196450	0.0026
Test critical values:	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				4.44E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				4.71E-05
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(GINI,2) Method: Least Squares Date: 11/06/22 Time: 20:38 Sample (adjusted): 1996 2020 Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GINI(-1))	-0.558534	0.176735	-3.160294	0.0042
R-squared	0.293389	Mean dependent var		0.000204
Adjusted R-squared	0.293389	S.D. dependent var		0.008090
S.E. of regression	0.006800	Akaike info criterion		-7.104578
Sum squared resid	0.001110	Schwarz criterion		-7.055823
Log likelihood	89.80723	Hannan-Quinn criter.		-7.091056
Durbin-Watson stat	1.694789			

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México y el INEGI.

Para la serie Gini, se utiliza el estadístico de contraste y se compara con los valores críticos, al ser mayor en valor absoluto al 1% en primera diferencia y no presentando constante ni tendencia en donde cae fuera de la región de aceptar la Hipótesis nula entonces se rechaza la indicación donde se dice que la serie Gini tiene raíz unitaria y nos conduce a concluir que la serie es estacionaria integrada de orden uno $I(1)$. Otra forma de concluir que la serie es estacionaria es que la probabilidad asociada al estadístico de prueba es menor a 0.01 por lo tanto se rechaza la H_0 .

Además, se tiene el estadístico Durbin Watson de 1.69, en comparación con la prueba en niveles que se tiene un DW de 1.14 presentando autocorrelación, por lo que se acepta la H_0 de no autocorrelación, en otras palabras, la serie no presenta autocorrelación y no es necesario continuar haciendo pruebas en segunda diferencia.

Tabla 4.
Pruebas de raíz unitaria con prueba Philips Perron (PP) para la serie Creditopib

Null Hypothesis: D(CREDITOPIB) has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.227851	0.0276
Test critical values:	1% level	-2.660720
	5% level	-1.955020
	10% level	-1.609070
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.000490
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000422
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(CREDITOPIB,2) Method: Least Squares Date: 11/06/22 Time: 20:39 Sample (adjusted): 1996 2020 Included observations: 25 after adjustments		

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CREDITOPIB(-1))	-0.365996	0.156815	-2.333935	0.0283
R-squared	0.183377	Mean dependent var		0.001088
Adjusted R-squared	0.183377	S.D. dependent var		0.025009
S.E. of regression	0.022600	Akaike info criterion		-4.702556
Sum squared resid	0.012258	Schwarz criterion		-4.653801
Log likelihood	59.78195	Hannan-Quinn criter.		-4.689033
Durbin-Watson stat	1.800402			

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México y el INEGI.

En el caso para la serie Creditopib, el estadístico de contraste es mayor a los valores críticos teniendo un nivel de confianza del 5% en primera diferencia en donde no se presenta constante ni tendencia. Esto nos lleva a concluir que se rechaza la Hipótesis nula donde se indica que la serie tiene raíz unitaria por lo que la serie es estacionaria integrada de orden uno $I(1)$. Otra forma de concluir que la serie es estacionaria es que la probabilidad asociada al estadístico de prueba es menor al 0.05 para la serie Creditopib por lo tanto se rechaza la H_0 .

Además, se tiene el estadístico Durbin Watson de 1.80 por lo que se acepta la H_0 de no autocorrelación y no es necesario continuar haciendo pruebas en segunda diferencia.

Como se había comentado previamente, nuestras series son poco predecibles ya que cuenta con cortes estructurales, como es el caso de la serie Creditopib donde por una parte tiene tendencia durante un periodo, pero presenta un quiebre estructural y cambia su tendencia posteriormente. Por otro lado, se tiene a la serie Gini donde se aprecia una tendencia, sin embargo, es irregular, muy aleatoria y/o estocástica. Una tendencia estocástica regularmente está detrás de la raíz unitaria, significa que la serie en nivel difícilmente es estacionaria. Pero además hay algo más que está detrás del problema de raíz unitaria o no estacionariedad de

una serie que es que la misma serie exhibe un quiebre estructural, por lo que estas series no serán estacionarias. Dicho quiebre puede ser en el intercepto o en la tendencia y es precisamente lo que nuestras series presentan, quiebres estructurales y no son estacionarias en nivel.

Prueba KPSS

La prueba KPSS presenta resultados distintos a las primeras dos pruebas, ya que en niveles tanto el Gini como el Crédito como proporción del PIB son estacionarias en niveles, ahora bien, en primeras diferencias sucede lo mismo, son estacionarias. Esto último es inconsistente por lo que se analiza también la forma gráfica de las series en primeras diferencias, lo que permite decidir si su comportamiento es estacional.

Tabla 5.
Prueba de raíz unitaria en primera diferencia con prueba Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Serie Gini

Null Hypothesis: D(GINI) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.167651
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		5.24E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		5.24E-05
KPSS Test Equation Dependent Variable: D(GINI) Method: Least Squares Date: 11/15/22 Time: 20:35 Sample (adjusted): 1995 2020 Included observations: 26 after adjustments		

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002385	0.001448	-1.646848	0.1121
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.002385
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.007383
S.E. of regression	0.007383	Akaike info criterion		-6.941485
Sum squared resid	0.001363	Schwarz criterion		-6.893097
Log likelihood	91.23931	Hannan-Quinn criter.		-6.927551
Durbin-Watson stat	1.153207			

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México y el INEGI.

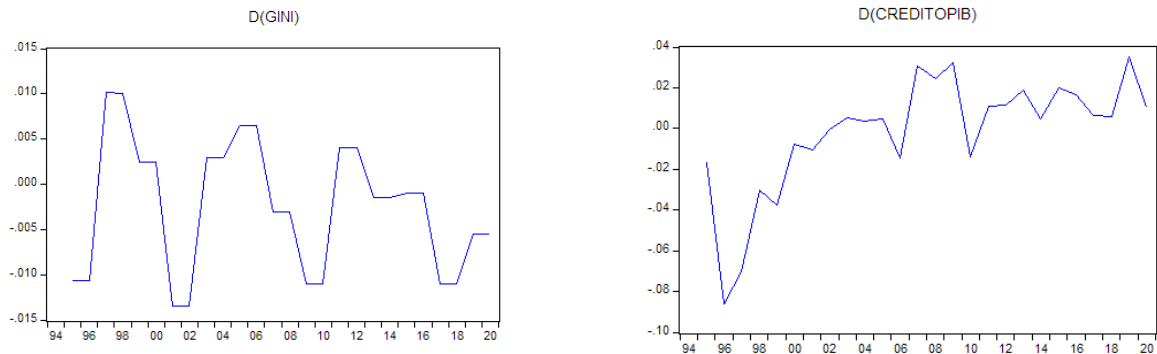
Tabla 6.
Prueba de raíz unitaria en primera diferencia con prueba Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Serie Creditopib

Null Hypothesis: D(CREDITOPIB) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.536970
Asymptotic critical values*:		1% level		0.739000
		5% level		0.463000
		10% level		0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.000800
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.002004
KPSS Test Equation Dependent Variable: D(CREDITOPIB) Method: Least Squares Date: 11/15/22 Time: 20:35 Sample (adjusted): 1995 2020 Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001804	0.005657	-0.318893	0.7525
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.001804
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.028843
S.E. of regression	0.028843	Akaike info criterion		-4.216191
Sum squared resid	0.020798	Schwarz criterion		-4.167803
Log likelihood	55.81049	Hannan-Quinn criter.		-4.202257
Durbin-Watson stat	0.723167			

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México y el INEGI.

Como último elemento, se presenta la [gráfica 3](#) con una combinación de todas las series, presentadas en su primera diferencia.

Gráfica 3. Todas las series en su primera diferencia



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México y el INEGI.

En la gráfica 3, se muestra que, al transformar todas las variables a su primera diferencia, estas tienden hacia un valor medio (de manera individual), esto de la mano con los resultados de las pruebas DF y PP en conjunto, permiten descartar el resultado atípico de la prueba KPSS, y definir a las variables no estacionarias en niveles y estacionarias en primeras diferencias.

Metodología de Cointegración Engle- Granger

Dado que la metodología de Engle-Granger es una metodología bietápica se desarrolla en dos fases, la primer fase se estima la ecuación $gini = \beta_0 + \beta_1 creditopib$ por medio de MCO obteniendo los siguientes resultados en la [tabla 7](#).

En primer lugar, se decide si se extraen los residuales y se continúa a la segunda etapa con un test de raíz unitaria para ver si son o no estacionarios. Pero previamente se tienen que revisar los estadísticos básicos. El β_1 que es de -0.1072 eso significa que, si Creditopib se incrementa en uno, el Gini disminuye en -0.1072 esto significa que hay una relación negativa entre nuestras variables. Tenemos un t-estadístico para Creditopib de -2.87 lo que es habituable. Se tiene un R cuadrado muy deficiente por lo que el modelo no puede ser explicado en buena medida por los datos. El ejercicio se trata de una regresión falsa o espuria, lo cual es natural ya que las pruebas de raíz unitaria muestran que las series utilizadas no son estacionarias, el siguiente paso es analizar si las series cointegran.

Tabla 7. Regresión en MCO, modelo de corto plazo

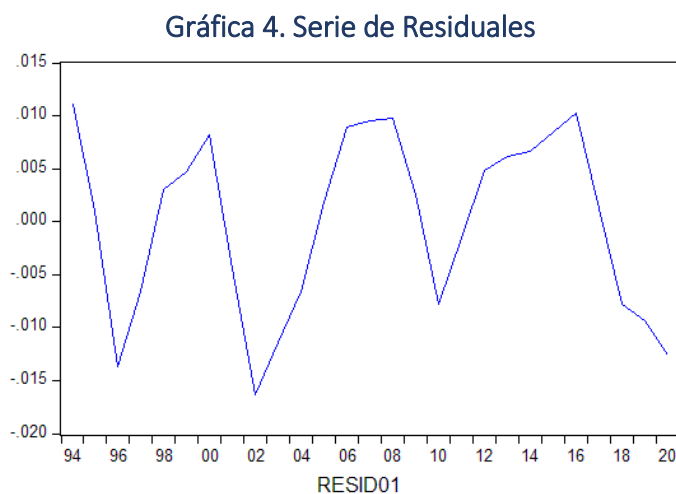
Dependent Variable: GINI Method: Least Squares Date: 11/13/22 Time: 23:04 Sample: 1994 2020 Included observations: 27				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.490072	0.012145	40.35180	0.0000
CREDITOPIB	-0.107284	0.037301	-2.876202	0.0081
R-squared	0.248630	Mean dependent var		0.456159
Adjusted R-squared	0.218575	S.D. dependent var		0.017114
S.E. of regression	0.015129	Akaike info criterion		-5.473248
Sum squared resid	0.005722	Schwarz criterion		-5.377260
Log likelihood	75.88884	Hannan-Quinn criter.		-5.444705
F-statistic	8.272537	Durbin-Watson stat		0.280813
Prob(F-statistic)	0.008113			

Fuente: Elaboración propia.

Hasta el momento no se ha validado si hay o no cointegración, sin embargo, lo que se puede afirmar es que es una regresión espuria. En la sección de pruebas de raíz unitaria, se encontró evidencia de que todas las series presentan raíz unitaria y adicionalmente son integradas de orden 1 “I(1)”.

A continuación, creamos la serie de residuales estimados, $\hat{\varepsilon}_t$, y como parte de la segunda etapa, se presentan las prueba de raíz unitaria para los residuos de la ecuación de MCO.

Se puede ilustrar de manera gráfica el comportamiento de $\hat{\varepsilon}_t$, preliminar a llevar a cabo una prueba formal de raíces unitarias en donde se puede indicar que la serie de residuales es estacionaria, ya que fluctúa alrededor de una media, que en este caso es 0.



Se realizan las pruebas de raíz unitaria sobre los residuales, invariablemente tiene que ser en nivel. Además, como los residuales son una variable aleatoria no tienen tendencia y tampoco es necesario poner intercepto.

Con la prueba DF se tiene un estadístico de 2.4489, es superior a los valores críticos con un nivel de confianza del 95 por ciento. Lo que sucede es que se rechaza la H_0 de que los residuales tienen raíz unitaria, sin embargo, persiste el problema de la autocorrelación con un estadístico Durbin Watson del 1.09.

Ahora bien, aplicando la prueba DFA con 5 lags. Lo que pasa es que se mejora el DW con un valor de 1.96. a pesar de que se le indican 5 lags únicamente tomó una diferencia, además,

el estadístico de contraste es mayor a los 3 valores críticos por lo que la prueba es concluyente y la serie de Residuales es estacionaria.

Tabla 8. Pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller (DF) a los residuos del modelo

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.448922	0.0165
Test critical values:	1% level		-2.656915	
	5% level		-1.954414	
	10% level		-1.609329	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(RESID01) Method: Least Squares Date: 11/15/22 Time: 22:58 Sample (adjusted): 1995 2020 Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.397049	0.162132	-2.448922	0.0217
R-squared	0.180556	Mean dependent var		-0.000912
Adjusted R-squared	0.180556	S.D. dependent var		0.007350
S.E. of regression	0.006653	Akaike info criterion		-7.149693
Sum squared resid	0.001107	Schwarz criterion		-7.101305
Log likelihood	93.94601	Hannan-Quinn criter.		-7.135759
Durbin-Watson stat	1.099192			

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 9. Pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (DFA) a los residuos del modelo

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.227108	0.0002
Test critical values:	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(RESID01) Method: Least Squares Date: 11/15/22 Time: 23:04 Sample (adjusted): 1996 2020 Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.628520	0.148688	-4.227108	0.0003
D(RESID01(-1))	0.640095	0.159149	4.021978	0.0005
R-squared	0.501655	Mean dependent var		-0.000544
Adjusted R-squared	0.479987	S.D. dependent var		0.007253
S.E. of regression	0.005230	Akaike info criterion		-7.592114
Sum squared resid	0.000629	Schwarz criterion		-7.494604
Log likelihood	96.90143	Hannan-Quinn criter.		-7.565069
Durbin-Watson stat	1.962124			

Se puede concluir con base en las pruebas de raíz que $\hat{\varepsilon}_t$ es una serie estacionaria y por tanto las series de Gini y Creditopib se encuentran cointegradas con coeficientes de cointegración (1, -0.1072). Al parámetro de Creditopib -0.1072 se le llama parámetro de cointegración o bien, coeficiente de largo plazo. Esto sugiere que si en el largo plazo el crédito como proporción del PIB aumenta en 1 entonces el Índice de Gini disminuye en un 0.1072.

Al observar las gráficas de las series utilizadas en las regresiones anteriores, se sospechó de la presencia de raíces unitarias, por lo que las estimaciones podrían ser espurias y carecer de valor, es por ello que se procedió a realizar un análisis de estacionariedad y cointegración

con el fin de entender la dinámica de las variables en el tiempo. Los resultados confirmaron que las series son no estacionarias por lo que se procedió a estimar en primeras diferencias a fin de tener series estacionarias, después se incorporó una metodología de cointegración Engle-Granger para obtener resultados no espurios. Debido a que las series cointegran, éstas comparten una relación a través del tiempo y llegarán a estar en equilibrio en el largo plazo.

Conclusiones

Los resultados obtenidos en el análisis empírico mostraron que existe una relación inversa entre el Índice de Gini y el Crédito al sector privado como proporción del PIB. Además, se muestra que se cumple la hipótesis de este trabajo al encontrar que el desarrollo del sistema financiero influye en la disminución de la desigualdad de ingresos en México. Estos hallazgos se ajustan con los trabajos de Canavirre, et al. (2008), Banerjee & Newman (1991) y Agnello, Mallick, & Sousa (2012).

Al momento de evaluar el efecto del Desarrollo Financiero en la desigualdad de ingresos en México, este trabajo confirma la significancia del Desarrollo Financiero (DF) en la determinación del nivel de desigualdad de ingresos en el país. Dicho de otra manera, el Desarrollo Financiero es un instrumento viable para la reducción de la desigualdad. Por lo tanto, se concluye que el DF es un determinante significativo de la distribución del ingreso.

A pesar de que el sector financiero ha tenido grandes avances en las últimas décadas y se han aprobado reformas para su desarrollo no se ha concretado el asentamiento para que los mercados, intermediarios e instituciones puedan incrementar la profundidad financiera, ya que las personas que pertenecen a los grupos de menos ingresos no tienen suficiente acceso a los servicios financieros o que solo tienen acceso a un subconjunto de estos y se refleja en el efecto que se tiene en la disminución de la desigualdad.

Sin embargo, estos resultados requieren de otros análisis en donde se prueben diferentes metodologías, complementar con variables y datos con el fin de obtener resultados más consistentes con el propósito de evaluar también los efectos del desarrollo financiero en función de la profundidad financiera ya que en México aun no se logra un desarrollo del

sistema financiero por lo que su relación con la desigualdad de ingresos es insuficiente a diferencia de lo que sucede en otros países tanto desarrollados como en vías de desarrollo.

El tema de desigualdad de ingresos y las formas de mejorarla ocupa la atención de investigadores y formuladores de políticas ya que el desarrollo financiero parece fomentar la asignación de recursos, donde la asignación eficiente de recursos significa asignar crédito y, por lo tanto, oportunidad basada en el talento y la iniciativa, no basada en la riqueza de los padres de las conexiones sociales, por lo tanto y con base en los hallazgos también se recomienda detectar las barreras que evitan ampliar el acceso a la financiación y que están relacionadas con un entorno institucional deficiente.

Los formuladores de políticas en México deberían priorizar el desarrollo de instituciones y mercados financieros para reducir la desigualdad de ingresos. Un sector financiero dinámico ofrece oportunidades para toda clase de personas y facilita el acceso al crédito interno para la inversión en la economía. Esto lleva al desarrollo del sector privado y, en consecuencia, cerrar la brecha de ingresos entre las clases de la parte superior y los bajos ingresos.

Bibliografía

- Agnello, L., Mallick, S., & Sousa, R. (2012). Financial reforms and income inequality. *Economics Letters*, 116(3), 583–587.
- Alvaredo, F., & Gasparini, L. (2015). Recent Trends in Inequality and Poverty in Developing Countries. En Atkinson, A., Bourguignon, F. (Eds) *Handbook of Income Distribution*, 697–805.
- Banco de México. (2020). *Acciones de la banca de desarrollo y otras instituciones de fomento en episodios de contracción económica*. Ciudad de México: Banco de México.
- Banco de México.
- Bourguignon, F., & Verdier, T. (2000). Oligarchy, democracy, inequality and growth. *Journal of Development Economics*, vol. 62, 285-313.
- Canavire-Bacarreza, G., & Rioja, F. (2008). Financial development and the distribution of income in Latin America and the Caribbean. *IZA Discussion Paper No. 3796*.
- Centro de Estudios Espinosa Yglesias. (2019). *Informe de Movilidad Social en México 2019*. Ciudad de México: CEEY Editorial.
- Clarke, G., Xu, L., & Zou, H. (2006). Finance and Income Inequality: What do the Data Tell Us? *Southern Economic Journal*, 72(3), 578-596.
- CNBV. (s.f.). *Entidades Autorizadas*. Obtenido de <https://www.cnbv.gob.mx/Paginas/Entidades-Autorizadas.aspx>
- Comisión Nacional Bancaria y de Valores. (25 de 10 de 2013). *Emisoras*. Obtenido de <https://www.cnbv.gob.mx/SECTORES-SUPERVISADOS/BURS%81TIL/Descripci%C3%B3n/Paginas/Emisoras.aspx>
- CONDUSEF. (31 de 12 de 2021). *Sociedades Cooperativas de Ahorro y Préstamo (SOCAP)*. Obtenido de <https://www.condusef.gob.mx/?p=mapa-socap&ide=1>

- CONDUSEF. (31 de 12 de 2021). *Sociedades Financieras Populares (SOFIPO)*. Obtenido de [https://www.condusef.gob.mx/?p=mapa-sofipo&ide=6#:~:text=Financieras%20Populares%20\(SOFIPO\)-,Sociedades%20Financieras%20Populares%20\(SOFIPO\),cr%C3%A9ditos%20al%20p%C3%BAblico%20en%20general](https://www.condusef.gob.mx/?p=mapa-sofipo&ide=6#:~:text=Financieras%20Populares%20(SOFIPO)-,Sociedades%20Financieras%20Populares%20(SOFIPO),cr%C3%A9ditos%20al%20p%C3%BAblico%20en%20general)
- Cord, L., Barriga-Cabanillas, O., Lucchetti, L., Rodríguez-Castelán, C., Sousa, L. D., & Valderrama, D. (2016). Inequality Stagnation in Latin America in the Aftermath of the Global Financial Crisis. *Review of Development Economics*, 21(1), 157–181.
- Cortes, F. (2000). El ingreso y la desigualdad en su distribución. México:1997-2000. *El Colegio de México*.
- Esquivel, G. (2014). Concentración del poder económico y político. *OXFAM*, 44.
- Esquivel, G. (2019). *Indicadores de desigualdad. Conceptos y evidencia para México*. Ciudad de México: Banxico.
- Galindo, M., & Viridiana, R. (2015). “Desigualdad” en *Serie de Estudios Económicos*. Ciudad de México: México ¿cómo vamos?
- García, A. K. (22 de Febrero de 2020). *El Economista*. Obtenido de <https://www.eleconomista.com.mx/economia/5-graficos-sobre-la-desigualdad-en-Mexico-20200223-0001.html>
- Gobierno de México. (31 de 12 de 2016). *Descripción de las Sociedades Financieras Populares y Sociedades Financieras Comunitarias*. Obtenido de <https://www.gob.mx/cnbv/acciones-y-programas/descripcion-de-las-sociedades-financieras-populares-y-sociedades-financieras-comunitarias>
- Gómez, T., Ríos, H., & Bujari, A. (2019). Desarrollo financiero y desigualdad del ingreso, el caso de América Latina. *Contaduría y Administración*, 1-17.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 98 (5), 1076-1107.
- Hamori, S., & Hashiguchi, Y. (2012). The effect of financial deepening on inequality: Some international evidence. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 353–359.

- Hernández, L. (23 de Junio de 2021). *El Financiero*. Obtenido de <https://www.elfinanciero.com.mx/economia/2021/06/23/desigualdad-en-mexico-el-10-que-los-que-mas-ganan-se-lleva-6-de-cada-10-pesos/>
- INEGI. (27 de Febrero de 2021). *Medición de la pobreza, “Glosario”*. Obtenido de <https://www.coneval.org.mx/Medicion/Paginas/Glosario.aspx>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (s.f.). *Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH)*. Ciudad de México: INEGI.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2020). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2020*. Ciudad de México: Instituto Nacional de Estadística y Geografía.
- Keynes, J. M. (1936). Teoría general de la ocupación el interés y el dinero. *Fondo de Cultura de Económica*.
- Kunieda, T., Okada, K., & Shibata, A. (2013). Finance and inequality: how does globalization change their relationship? *Macroeconomic Dynamics*, , 1091–1128.
- Levine, R. (2005). Finance and Growth: Theory and Evidence. In *Handbook of Economic Growth*, Eds. Philippe Aghion and Steven Durlauf, Amsterdam: North-Holland Elsevier Publishers.
- Martínez, O. e. (2019). Gasto social, austeridad y combate a la pobreza: la experiencia mexicana. *Journal of Economic Literature* .
- McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D.C.: Brookings Institution.
- Naceur, S., & Zhang, R. (2016). Financial Development, Inequality and Poverty: Some International Evidence. *IMF Working Papers*, 16(32), 1.
- OCDE. (30 de Noviembre de 2005). *Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico*. Obtenido de <https://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=6189>
- OECD. (2015). *Inequality*. OECD.

- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). (2021). *Informe Regional de Desarrollo Humano 2021*. Nueva York: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Rubalcava, R. (1998). Necesidades, recursos y posibilidades: el ingreso de los hogares mexicanos en el periodo 1984-1994. *Mexico, CIESAS Occidente*.
- Shaw, E. (1973). *Financial Deepening and Economic Development*. New York: Oxford University Press.
- Székely, M., & Mendoza, P. (2016). Declining inequality in Latin America: structural shift or temporary phenomenon? *Oxford Development Studies*, 45(2), 204-221.
- Valencia, R. (2012). Evolución del crédito y endeudamiento del sector privado en México (1994-2012) . *Debate económico*.