

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL ECUADOR
FACULTAD DE ECONOMÍA Y GESTIÓN EMPRESARIAL
CARRERA ECONOMÍA**

**Plan de Trabajo de Integración Curricular previo
a la obtención del título de Economista**

Artículo Académico

El rol de las remesas en el ciclo económico: un salvavidas silencioso

Steven Isaac Segovia Ango
sisegovia@puce.edu.ec

Director/a: Nicolás Acosta González
hnacosta@puce.edu.ec

Quito, julio de 2025

Resumen

En 2024, Ecuador alcanzó un hito histórico al recibir remesas que representaron un récord de 5,3 % del PIB, la cifra más alta en las últimas dos décadas. Esta investigación constituye la primera aproximación al estudio de las remesas como estabilizador automático en la economía ecuatoriana. Empleando un modelo ARDL con corrección de error y un modelo dinámico GMM para datos de panel, se evalúa el efecto de las remesas sobre las distintas medidas de volatilidad para el PIB y del consumo de los hogares durante el periodo 2000-2024. Se reportan dos resultados principales: primero, las remesas estabilizan de manera significativa la volatilidad del consumo de los hogares, actuando de manera contracíclica especialmente durante crisis económicas; segundo, el efecto sobre el PIB agregado es menos pronunciado y puede diluirse en el tiempo, pero varía según la especificación. Además, se incorporaron controles específicos relacionados con la estructura económica ecuatoriana, incluyendo el precio del petróleo, condiciones institucionales y shocks externos, garantizando la robustez del análisis. El estudio confirma la prociclicidad del gasto público y de la apertura comercial en Ecuador. Finalmente, los resultados sugieren que los avances tecnológicos en el sistema financiero pueden haber contribuido a la rapidez con la que las remesas impactan la economía.

Palabras clave: Remesas, estabilizador automático, volatilidad económica, ARDL, contracíclico.

Abstract

In 2024, Ecuador reached a historic milestone by receiving remittances representing a record 5.3% of GDP, the highest share in the last two decades. This paper is the first approach to the study of remittances as an automatic stabilizer in the Ecuadorian economy. Using an error-corrected ARDL model and a dynamic GMM model for panel data, we evaluate the impact of remittances on different measures of volatility for GDP and household consumption over the period 2000-2024. Two main results are reported: first, remittances have a significant stabilizing effect on household consumption volatility, acting countercyclically especially during economic downturns; second, the effect on aggregate is less pronounced and may be diluted over time, but varies by specification. In addition, specific controls related to Ecuador's economic structure were incorporated, including oil prices, institutional conditions, and external shocks, ensuring the robustness of the analysis. The paper confirms the procyclicality of public spending and trade openness in Ecuador. Finally, the results suggest that technological advances in the financial system may have contributed to the speed with which remittances impact the economy.

Key words: Remittances, Automatic Stabilizer, Economic Volatility, Countercyclical.

Introducción

Para la mayoría de las familias ecuatorianas y latinas, la economía depende no solo del precio del petróleo o las políticas fiscales, sino de una transferencia monetaria desde Nueva York o Madrid. En épocas de crisis, cuando los indicadores laborales empeoran y el dinero no alcanza, las remesas aparecen como una fuente de ingresos alternativa para sostener el hogar. Pero ¿Cómo impactan estas transferencias en el ciclo económico del país? y, en particular, ¿constituyen un estabilizador efectivo frente a las fluctuaciones macroeconómicas?

El flujo de remesas alcanzó una cifra récord en 2024, representando el 5,3% del Producto Interno Bruto (Banco Central del Ecuador, 2024). Esto posiciona al Ecuador como uno de los receptores más importantes de la región, superando a países como Colombia y México (Harris, 2024). A pesar de su posible incidencia a nivel social, en el contexto de economías en vías de desarrollo, estos flujos juegan un rol no menor como mecanismos de estabilización fiscal. Teóricamente, según Bugamelli & Paternò (2011) estas transferencias tienen propiedades contracíclicas que, a través del suavizamiento del consumo de los hogares, estimulan la demanda agregada durante recesiones. Los efectos de las remesas pueden extenderse en otras variables macroeconómicas como en la balanza de pagos, al reducir el déficit externo y evitar una reversión agresiva de cuenta corriente (Bugamelli & Paternò, 2009; Lartey, 2019) e incluso incidir en el desarrollo financiero del país receptor (Ambrosius & Cuecuecha, 2016).

En el contexto ecuatoriano, el análisis del rol estabilizador de las remesas adquiere una relevancia especial dada la estructura particular de la economía nacional, marcada por la dolarización oficial desde el año 2000, la baja atracción de inversión extranjera directa y la alta vulnerabilidad frente a shocks externos derivados del mercado internacional de *commodities*. Bajo este escenario, el ingreso constante de divisas generado por las remesas no solo incrementa la liquidez disponible en el sistema financiero, sino que también podría dinamizar el acceso al financiamiento de las familias y los hogares, contribuyendo así a mitigar parcialmente los efectos negativos de crisis económicas y financieras recurrentes (Ambrosius & Cuecuecha, 2016; Martínez et al., 2016).

La literatura académica sobre estabilizadores automáticos ha centrado su atención en mecanismos fiscales tradicionales como los impuestos progresivos y las transferencias sociales. Por ejemplo, para los miembros de la Unión Europea y Estados Unidos, se evidencia que los impuestos y sistemas de transferencia por desempleo son capaces de absorber hasta un tercio de los choques macroeconómicos (Dolls et al., 2012). Pero, existen estudios que focalizan mecanismos alternativos de estabilización, Darby & Melitz (2008) encuentran que para países de la OECD las pensiones por vejez y discapacidad, o partidas de gasto público en salud, mantienen resultados tan significativos como los seguros de desempleo y el gasto fiscal deliberado. Esta evidencia invita a reconsiderar el alcance de los estabilizadores más allá de los mecanismos tradicionalmente aceptados y estudiados.

Por otro lado, son pocos los estudios individuales que analicen en profundidad los mecanismos estabilizadores en países específicos. Algunos esfuerzos aislados como el de Şen & Kaya (2013) señalan que en Turquía el impuesto a la renta tiene mayor efecto en la minimización de la volatilidad del PIB. Funashima (2015) demuestra que el sistema tributario japonés sí opera como estabilizador automático del ciclo económico, exceptuando periodos de moderación o baja volatilidad, pues el efecto se debilita. En el caso ecuatoriano, los estudios empíricos sobre estabilizadores han analizado principalmente la ciclicidad del gasto público, concluyendo que su efecto ha sido mayormente procíclico, una tendencia común en países en vías de desarrollo (Camino-Mogro & Brito-Gaona, 2021). En tal sentido, la magnitud esperada del efecto de los estabilizadores automáticos dependerá principalmente de las características propias de cada país, como sus instituciones y apertura internacional (IMF, 2015; Rodrik, 1998).

Con respecto a las remesas, si bien la literatura ha explorado las implicaciones sociales, como la reducción de la pobreza, desigualdad y contribución al desarrollo urbano (Abbas et al., 2023; Adams & Page, 2003); su rol como estabilizador sigue siendo un tema de debate, especialmente cuando se trata de estudiar su efecto en países por separado. Pues estudios previos se han esforzado por generar respuesta mediante la aplicación de

datos de panel para conjuntos amplios de países, que no siempre mantienen una afinidad regional o macroeconómica y no trata rezagos para explicar la dinámica que siguen estos flujos. Además, no existe un consenso respecto a si las remesas constituyen un estabilizador automático, dado que su efecto puede verse rezagado debido a costos que el migrante debe cubrir antes de enviar remesas a su país de origen (Ambrosius & Cuecuecha, 2016).

Para el caso específico de las remesas, se debe considerar que los posibles resultados estarán ligados a características ajenas al ciclo económico del país, De et al. (2019) destacan que el efecto puede depender en gran medida de las razones que motiven el envío. En ese sentido, las remesas pueden ser contracíclicas, como sugieren (Kumar & Mohnot, 2024) y (Vargas-Silva, 2008) cuando se prioriza el consumo y el sostenimiento del hogar, o procíclicas si se canaliza el dinero hacia inversión y financiamiento de emprendimientos, como plantean Finkelstein Shapiro & Mandelman (2016). Esto implica que su posible contribución a la estabilidad macroeconómica no es homogénea y puede estar influenciada por el contexto económico del país de origen de los migrantes y del uso final del dinero. Además, como señala Acosta et al. (2017) episodios recesivos, especialmente de aquellos países de donde provienen las remesas, pueden traducirse en una reducción de flujos hacia los países receptores. Esto repercutiría en profundizar la vulnerabilidad de la economía ecuatoriana ante shocks externos, acentuando posibles impactos en el consumo y la actividad económica local. Este nivel de dependencia refuerza la necesidad de evaluar el papel de estos flujos como amortiguadores ante choques externos y su rol como sustituto a las políticas de estabilización discrecionales.

Asimismo, la revolución tecnológica reciente en los sistemas de pago y transferencia internacional se ha intensificado en los últimos años. Las investigaciones recientes sugieren que menores costos y tiempos de transferencia, gracias al uso de plataformas digitales y canales bancarios más eficientes, podrían incrementar el volumen de remesas enviadas y potenciar su efecto estabilizador (Ahmed et al., 2021). En ese sentido, resulta necesaria una evaluación actualizada que permita verificar si estos avances realmente han modificado la efectividad de las remesas como estabilizador económico

Por lo expuesto, la presente investigación tiene como objetivo evaluar si las remesas constituyen un mecanismo efectivo de estabilización automático del ciclo económico en Ecuador, particularmente en lo que concierne a su potencial para suavizar las fluctuaciones macroeconómicas. Mediante la aplicación de modelos autorregresivos y la estimación con métodos Generalizados de Momentos (GMM), se analizará específicamente el comportamiento dinámico de las remesas respecto a la volatilidad del producto y del consumo de los hogares. Esto permitirá determinar si las remesas desempeñan efectivamente un rol estabilizador frente a las perturbaciones económicas o si, por el contrario, tienden a amplificar dichas fluctuaciones. Adicionalmente, se estudiará la presencia de rezagos en la respuesta de las remesas ante cambios en el ciclo económico, con el fin de establecer su sincronización temporal y verificar el grado de automaticidad. Finalmente, mediante la identificación de cambios estructurales, especialmente durante las principales crisis económicas del país, la investigación esclarecerá si las remesas han cumplido sistemáticamente una función contracíclica, respondiendo así a la pregunta central del estudio: ¿Constituyen las remesas un mecanismo efectivo de estabilización automático del ciclo económico en Ecuador?

Referentes teóricos y empíricos

Sobre los estabilizadores automáticos

El concepto de estabilizadores automáticos forma parte de la tradición de políticas de estabilización propia del pensamiento keynesiano. En términos generales, como menciona Samuelson (1948) un estabilizador automático es un mecanismo de política fiscal que opera sin la necesidad de una intervención deliberada por parte del gobierno para compensar fluctuaciones de la demanda agregada. Estos mecanismos actúan principalmente a través del ingreso disponible de los hogares. En esta línea, Brown (1955) argumenta que el potencial estabilizador de un instrumento dependerá de la magnitud de la propensión marginal a consumir de

las personas. Así, el propósito fundamental de un estabilizador automático es atenuar la volatilidad del ciclo económico cuando esta se desvía de su tendencia potencial (Karras & Yang, 2022).

A diferencia de una política discrecional, los estabilizadores automáticos evitan los problemas asociados a la toma de decisiones bajo condiciones de información imperfecta, así como los retrasos de sincronización¹ que tienen las medidas de la autoridad fiscal (Auerbach & Feenberg, 2000; Blanchard & Summers, 2020). Por lo tanto, para que un instrumento sea considerado un estabilizador automático debe cumplir una serie de requerimientos, entre los que destaca: la permanencia del instrumento en el tiempo, su correcta definición normativa y su vinculación directa al ciclo económico (Egle 1953, como se citó en Keiser, 1956).

En ese sentido, Musgrave & Miller (1948) reconocen que los seguros por desempleo y la estructura impositiva fungen como políticas compensatorias automáticas. Puesto que, durante etapas de recesión, las personas desempleadas pueden mantener un nivel de consumo estable al acceder directamente a las transferencias por desempleo, mientras que quienes tributan, el tener un menor ingreso, experimentan un alivio en la carga fiscal, mitigando la caída del ingreso real disponible. Adicionalmente, Darby & Melitz (2008) concluyen que el seguro por desempleo no es el único estabilizador relevante, ya que no tiene una respuesta cíclica significativamente superior al resto de partidas de gasto social como pensiones, seguros de salud y discapacidad.

Si bien estos mecanismos son efectivos ante perturbaciones en la demanda, su efectividad puede variar según el diseño de los instrumentos y las características estructurales de cada país (IMF, 2015; Lueth & Ruiz-Arranz, 2008). Asimismo, Baunsgaard & Symansky (2009) señalan que los estabilizadores automáticos no siempre dan una respuesta adecuada a perturbaciones del lado de la oferta. Por ejemplo, ante bajas en la productividad de un sector específico, las transferencias sociales pueden retrasar la reasignación de mano de obra hacia sectores más productivos (IMF, 2015). Incluso un nivel de inflación más alto debido al consumo artificial que mantienen los hogares (Brunila et al., 2003).

Aunque no existe una clasificación definida para los estabilizadores automáticos, Blanchard & Summers (2020) los dividen en función de su grado de automaticidad y del nivel de intervención que requieren. De este modo, se identifican dos categorías: estabilizadores automáticos puros y semiautomáticos; una aproximación a la división entre esquemas fijos y flexibles ofrecida por (Keiser, 1956). Los estabilizadores automáticos puros se activan de manera inmediata como resultado de la interacción entre reglas fiscales vigentes y las fluctuaciones del ciclo económico. Ejemplos de esta categoría son los impuestos progresivos sobre la renta y los seguros por desempleo ya mencionados. Por otro lado, los estabilizadores semiautomáticos son medidas fiscales que, si bien están predefinidas por el estado, requieren superar ciertos umbrales estadísticos para activarse. Un ejemplo de este tipo de instrumento es la extensión automática de la duración de los beneficios por desempleo en algunas localidades de Estados Unidos, que se activa únicamente cuando la tasa de desempleo supera un determinado nivel (Blanchard & Summers, 2020).

La gran parte de la literatura empírica gira en torno a estos mecanismos, por ejemplo, utilizando modelos de equilibrio general y variables instrumentales (Fatás & Mihov, 2001; Gali, 1994; Şen & Kaya, 2019) encontraron que para países miembros OCDE y la Unión Económica y Monetaria Europea (UEM), existe una correlación negativa robusta entre el tamaño del gobierno y la volatilidad del PIB. De manera similar, manteniendo el tamaño del gobierno como proxy de estabilizadores automáticos, utilizando contrafactuales y multiplicadores de Lagrange, Karras & Yang (2022) concluye que la ausencia de estos mecanismos conduce a una mayor volatilidad del ciclo económico para países de la Unión Europea.

Del lado del sistema de impositivo, la evidencia empírica ha recurrido a la implementación de micro simuladores fiscales para estimaciones de la efectividad. Dolls et al. (2012) concluyen que el impuesto a la renta es capaz de absorber hasta un tercio del shock en el ingreso para países europeos y Estados Unidos. Auerbach & Feenberg (2000) obtienen un resultado similar; no obstante, su enfoque señala un shock en la producción agregada, mismo que puede ser mitigado en un ocho por ciento para el caso estadounidense.

¹ Se refiere al tiempo que transcurre entre la identificación del problema, la formulación de la política y el efecto sobre la economía.

En el caso ecuatoriano, utilizando una metodología similar, Jara et al. (2022) concluye que los estabilizadores automáticos solo incrementan el ingreso disponible de los hogares en un máximo de dos por ciento para instrumentos específicos como las transferencias del seguro social. En palabras de Jara et al. (2022) la informalidad en el mercado impide el acceso a las transferencias por desempleo para un gran número de personas. Del mismo modo, el diseño del sistema impositivo tiene un alto umbral de extensión y permite demasiadas deducciones, concentrándose en hogares pertenecientes a quintiles de ingreso altos.

En lo que respecta a aproximaciones distintas, Şen & Kaya (2013) utilizan vectores autorregresivos para estudiar el esquema tributario de Turquía, demostrando que el impuesto a la renta es el más efectivo a la hora de estabilizar las fluctuaciones del ciclo económico. De manera aún más focalizada, Buettner & Fuest (2010) implementan modelos de datos de panel para industrias manufactureras alemanas, concluyen que el impuesto a la renta corporativo es capaz de mitigar en un ocho por ciento un choque en la demanda agregada. Aunque destacan la importancia de la apertura que tengan las firmas, pues el efecto de estabilización es menor ante una mayor importación de bienes intermedios. Para el caso japonés, Funashima (2015) emplea métodos de análisis en el dominio de la frecuencia (*wavelets*) para distinguir movimientos automáticos del impuesto de aquellos inducidos por reformas discrecionales, el autor concluye que la capacidad estabilizadora del sistema tributario se atenúa cuando la economía misma experimenta baja volatilidad.

Sobre la migración y remesas

A partir de las definiciones clásicas, los estabilizadores automáticos se caracterizan por ser un mecanismo no discrecional que actúa inmediatamente ante fluctuaciones del ciclo económico, pero es aún más importante su vínculo con el ingreso disponible de las personas y su incidencia en el consumo agregado (Brown, 1955). Si bien, el concepto se limita al ámbito fiscal, las economías en vías de desarrollo han encontrado en su población migrante un mecanismo de estabilización externo a través de las remesas. De este modo, aunque la migración no constituye un instrumento diseñado por el gobierno, las remesas cumplen con las tres características sugeridas por Musgrave & Miller (1948) para un estabilizador automático; operan de forma continua, responden sistemáticamente ante ciclos recesivos en el país de origen y suavizan el consumo de los hogares receptores (Bugamelli & Paternò, 2011).

Desde un enfoque estructural, la teoría migratoria de Todaro (1969) ya anticipaba que los flujos migratorios, y, por tanto, las remesas, se originan como respuesta racional a las diferencias persistentes en el ingreso esperado. Por ello, aunque las remesas no son parte del aparato fiscal del Estado, su comportamiento observacional frecuentemente anticíclico respecto al PIB del país receptor permite analizarlas como estabilizadores automáticos de carácter informal y descentralizado² (Frankel, 2009; Giuliano & Ruiz-Arranz, 2009).

El rol estabilizador de las remesas usualmente se analiza bajo la hipótesis de que estas responden de forma contracíclica a las fluctuaciones del país receptor (Frankel, 2009). Sin embargo, no todas las remesas cumplen necesariamente con esta función, porque las razones detrás del envío del dinero pueden variar considerablemente entre los migrantes. La literatura económica identifica dos motivaciones para explicar por qué las personas envían remesas a sus familiares: altruismo y estrategias contractuales basadas en el beneficio propio (Lucas & Stark, 1985).

Si las remesas se envían por altruismo puro, significa que la persona migrante envía dinero con el objetivo primordial de ayudar a su familia en el país de origen, especialmente en momentos en los cuales enfrentan una crisis económica o dificultades financieras. Bajo esa premisa, las remesas aumentan cuando el hogar receptor enfrenta una crisis o restricciones de liquidez, cumpliendo un rol estabilizador. Por el contrario, si las remesas responden a motivaciones relacionadas con contratos o inversiones, la persona migrante envía dinero con la expectativa de obtener beneficios económicos personales a largo plazo. Por ejemplo, podría financiar la compra

² Se considera descentralizado porque las decisiones de envío y el uso final de las remesas son tomadas por los hogares, no en coordinación con el estado.

o construcción de una vivienda, el establecimiento de un negocio familiar, o asegurar futuras herencias. Bajo esta lógica contractual, las remesas podrían aumentar en momentos de crecimiento económico y buenas oportunidades de inversión, pero disminuir en momentos difíciles, ya que el migrante podría percibir menor rentabilidad o mayor riesgo. Por esta razón, cuando predominan estas motivaciones, las remesas podrían no estabilizar, e incluso podrían amplificar las fluctuaciones económicas (De et al., 2019).

Adicionalmente, la ciclicidad de las remesas podría estar asociada a un umbral específico en la cantidad de remesas recibidas. Combes & Ebeke (2011) sostienen que, si el agregado de remesas supera el 5,5% del PIB, entonces su efecto estabilizador en el consumo es menor. Una posible explicación para este fenómeno es, si un hogar recibe un monto suficiente, que permite cubrir sus necesidades básicas, puede utilizar el excedente de dinero para inversión, sin que el acuerdo inicial haya pactado ese uso final. Por lo tanto, como señala Finkelstein Shapiro & Mandelman (2016) los fondos adicionales pueden usarse para financiar los costos de un emprendimiento familiar, dejando de lado su función original de apoyo inmediato.

Considerando estos matices, asumir uniformemente que las remesas son contracíclicas puede inducir en estimar un modelo con problemas de endogeneidad, debido al sesgo al alza, la omisión de variables relevantes y la causalidad reversa. Diversos estudios cuestionan la generalización del comportamiento estabilizador de la migración y han encontrado resultados mixtos. Por ejemplo, Chami et al. (2009) indican que el efecto macroeconómico de las remesas es ambiguo cuando estas no responden sistemáticamente al ciclo económico del país receptor. Lueth & Ruiz-Arranz (2008) mediante la aplicación de modelos gravitatorios, concluyen que las remesas son mayormente procíclicas, particularmente en países donde los migrantes mantienen un fuerte vínculo con el desempeño económico del país receptor. Por el contrario, Bugamelli & Paternò (2011) encuentran efectos contracíclicos robustos, concluyendo que el efecto estabilizador es más pronunciado en economías de bajo ingreso, pues prevalecen los motivos de consumo.

Para abordar la endogeneidad de las remesas, la literatura ha recurrido a distintas técnicas econométricas. Una manera de hacerlo es a través de variables instrumentales, mismas que varían el enfoque y los datos disponibles del autor. Entre los instrumentos más utilizados se encuentran: (i) características macroeconómicas del país emisor y (ii) determinantes estructurales que motivan o condicionan el envío de remesas. En ese sentido, Bugamelli & Paternò (2011) instrumentan sus modelos con la volatilidad del PIB del país emisor y la distancia con respecto al país de origen. Estrategias avanzadas como la Chami et al. (2009) consiste en implementar métodos de momentos generalizados (GMM), incluyendo los rezagos de la variable dependiente como instrumento para eliminar la endogeneidad.

Aunque empíricamente no se ha instrumentado modelos con el desempleo, varios autores sostienen que es pertinente incluir esta variable como un control, pues es un buen indicador de la actividad económica del país emisor. No obstante, Todaro (1969) señala que el desempleo puede aumentar, pero el proceso migratorio, y, por tanto, las remesas, mantenerse constante. Esto se debe a que los trabajadores migrantes se insertan en sectores urbanos tradicionales bajo modalidades de subempleo lo que no refleja adecuadamente la situación del mercado laboral.

Los estudios que centran su análisis en países específicos son pocos, además los resultados poco concluyentes. Por ejemplo, para el caso mexicano, Vargas-Silva (2008) implementando vectores autorregresivos, encuentran que las remesas son contracíclicas con respecto al PIB, sin embargo, los resultados no son robustos. De manera contraria, Isakovic & Ilgun (2015) a través de un estudio correlacional concluyen que los motivos de envío en Bosnia y Herzegovina no responde a motivos altruistas, pues el efecto de las remesas es principalmente procíclico. De igual forma, para un estudio en Filipinas Yang (2008) concluye que contrario a la hipótesis del altruismo, el uso final de las remesas responde a varios tipos de inversión, lo que es congruente con el resultado de Bayangos & Jansen (2011), pues encuentran que las remesas son principalmente procíclicas con respecto a las fluctuaciones del ciclo filipino.

Sobre la volatilidad económica

El ciclo económico puede tener implicaciones específicas en el contexto de esta investigación. En general, la volatilidad económica representa las fluctuaciones recurrentes de la actividad económica agregada en torno a su tendencia de largo plazo, incluyendo fases de expansión, auge, recesión y recuperación (Burns & Mitchell, 1946). Aunque estas oscilaciones son inherentes a las economías de mercado (Schumpeter, 1939), su intensidad y duración varían significativamente según las condiciones estructurales y la capacidad de respuesta de cada país.

Desde una perspectiva teórica más amplia, la volatilidad no debería limitarse únicamente al análisis del PIB, sino extenderse también al consumo privado y la inversión, debido a que estas variables responden de manera diferenciada ante los shocks económicos. En su estudio Kydland & Prescott (1982) sostienen que la inversión puede ser hasta tres veces más volátil que el producto y la mitad que el consumo. De manera similar, en su libro, Blanchard (2006) concluye que, aunque el consumo y la inversión suelen evolucionar de forma paralela y dependan de los mismos determinantes, la inversión suele ser más volátil.

Empíricamente, esta visión integral sobre la medición de la volatilidad ha sido aplicada en estudios como el de Craigwell et al. (2009), quienes analizan economías insulares utilizando simultáneamente la volatilidad del PIB, el consumo y la inversión, mediante la desviación estándar móvil de sus tasas de crecimiento. Esta aproximación les permite evaluar con mayor precisión el potencial estabilizador de factores externos como las remesas, las cuales podrían tener efectos distintos según el componente económico al que se dirijan y mecanismos sobre los que actúe. Así mismo, investigaciones como las de Bugamelli & Paternò (2009) y Chami et al. (2009) corroboran que, aunque las remesas suelen estabilizar el consumo, sus efectos sobre el producto agregado o la inversión no siempre son significativos, resaltando así la importancia de considerar múltiples dimensiones de la volatilidad económica.

Determinantes de la Volatilidad Económica

En el contexto de las economías en desarrollo, como la ecuatoriana, la estabilización macroeconómica sigue siendo una tarea pendiente. Según el Fondo Monetario Internacional (IMF, 2015), a diferencia de economías desarrolladas, las políticas de estabilización parecen no ser una prioridad en economías emergentes, lo cual puede llevar a consecuencias económicas y sociales profundas. Empíricamente, se ha documentado que una alta volatilidad está asociada con un crecimiento económico lento y con mayor desigualdad (Ramey & Ramey, 1995). Este fenómeno es evidente en Ecuador, pues Camino-Mogro & Brito-Gaona (2021) encuentran que la política fiscal, bajo diferentes medidas, siempre es procíclico con respecto al PIB. Este resultado implica una amplificación de la volatilidad, que, según el autor, es mayor desde la adopción de la dolarización.

Entre los principales factores que amplifican dicha volatilidad, la literatura identifica a la apertura comercial y financiera, el nivel de desarrollo institucional y la profundidad del sistema financiero. En el caso del comercio internacional, Rodrik (1998) argumenta que los países con mayor apertura comercial están más expuestos a shocks externos, lo que puede traducirse en una mayor volatilidad macroeconómica si no cuentan con instituciones compensatorias adecuadas o, como concluye en su investigación, una participación gubernamental más grande.

Por otro lado, el desarrollo financiero también se ha asociado con una mayor inestabilidad. Kose et al. (2003) encuentran que economías con sectores financieros débiles experimentan mayor volatilidad en el consumo. Este resultado se alinea con los resultados de Combes & Ebeke (2011) y (Giuliano & Ruiz-Arranz, 2009), pues encuentran que la estabilización y el crecimiento económico, producto del envío de remesas, es mayor en países con un sistema financiero menos desarrollado. Por lo que, no solo importa el tamaño del sistema financiero, sino también su grado de modernización tecnológica. En los últimos años, el desarrollo de plataformas de pago digital y redes bancarias transnacionales ha transformado la velocidad y eficacia de los mecanismos de transferencia, incluyendo las remesas. Esto implica que, en contextos como el ecuatoriano, el

impacto estabilizador de estos flujos podría haberse intensificado, al reducirse el rezago temporal entre el envío y la disponibilidad efectiva de los recursos para el consumo (Ahmed et al., 2021).

Finalmente, son varios los autores que destacan el papel de las instituciones económicas y políticas como factores críticos para la estabilidad macroeconómica. Según Acemoglu et al. (2003), las instituciones no solo determinan los incentivos de largo plazo para el crecimiento, sino también la capacidad del Estado para responder eficazmente a la volatilidad macroeconómica. La literatura empírica incluye la calidad de las instituciones en sus modelos, pues mejorar la estabilidad política, puede potenciar los efectos estabilizadores en el corto plazo (Chami et al., 2009; Frankel, 2009; Lueth & Ruiz-Arranz, 2008). Sin embargo, es importante distinguir variables que efectivamente capturen la calidad de las instituciones económicas, así Cooray & Özmen (2024) sugiere descartar métricas que se vinculen con la democracia como a la rendición de cuentas, estabilidad política y Estado de derecho

Metodología

Siguiendo los estudios previos, se llevó a cabo un estudio cuantitativo-correlacional. Para ello se implementó un modelo autorregresivo de retardos distribuidos con corrección de error (ARDL-EMC) desarrollado por Pesaran et al. (2001). A diferencia de otras técnicas econométricas para series de tiempo como VAR o VEC, el modelo ARDL es más flexible, ya que permite trabajar con diferentes órdenes de integración y es más eficiente en muestras pequeñas (Belloumi, 2014). Además, el modelo facilita estudiar el efecto contemporáneo de las variables, así como relaciones de equilibrio a largo plazo a través del mecanismo de corrección de error. Por último, la principal ventaja de utilizar este método, según Kumar & Mohnot (2024), es la omisión de sesgo por endogeneidad, pues estadísticamente, la estructura autorregresiva del modelo mitiga la endogeneidad siempre que los residuos estén libres de correlación serial.

Los datos se tomaron de las bases del Banco Central del Ecuador, cubriendo el periodo 2000-2024 con frecuencia trimestral. Todas las series provenientes de cuentas nacionales se tomaron en su medición ajustada, según la nueva metodología de base móvil. Las variables explicativas se expresaron como proporción del PIB, para capturar el efecto relativo de los flujos sobre la economía y facilitar la interpretación. Por último, en lo referente a controles externos, se utilizaron las bases de datos del *Bureau of Labor Statistics* para el caso de Estados Unidos.

Aproximaciones a la volatilidad

Parte fundamental de esta investigación es aproximar la volatilidad de la economía ecuatoriana. La literatura distingue varias metodologías para capturar la volatilidad de una serie, destacando principalmente: (i) La desviación estándar de la tasa de crecimiento, (ii) cálculo del componente cíclico de series mediante filtros estadísticos y (iii) estimaciones con modelos de heterocedasticidad condicionada. Siendo esta última la menos común por su aplicación en pronósticos.

La aproximación más usual es la desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB real de un determinado número de años (Chami et al., 2009; Combes & Ebeke, 2011; Craigwell et al., 2009), lo cual es coherente para un análisis que implique panel de datos amplios³. Sin embargo, para este estudio en concreto, esta medida puede comprometer la potencia estadística de los estimadores al reducir las observaciones, debido a que la única forma de proceder implica realizar desviaciones estándares móviles⁴. Para abordar esta problemática, se implementará una ventana de cuatro periodos utilizando la mediana como alternativa a la media en la estimación de la volatilidad, pues según Craigwell et al. (2009) es una aproximación más robusta y menos sensible a los valores atípicos del ciclo.

³ La medida de volatilidad es válida bajo otros enfoques como datos de sección cruzada (Bugamelli & Paternò, 2011).

⁴ Los autores mencionados utilizan la desviación estándar con un enfoque de ventanas no solapadas de cinco años.

De este modo, la volatilidad de una serie se define como:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{L-1} \sum_{j=-h}^h (x_{t+j} - \bar{m}_t)^2} \quad (h < t < T - h)$$

Para el tamaño de observaciones h y una longitud de ventana $L = 2h + 1$.

Por otro lado, los filtros estadísticos parten de la descomposición de una serie en componentes cíclicos y tendenciales. Ejemplos de esta aplicación se mencionan en, Frankel (2009) y Kumar & Mohnot (2024) quienes emplean el filtro Hodrick-Prescott para estudiar la ciclicidad de las remesas con relación al producto agregado, mientras que Giuliano & Ruiz-Arranz (2009) vinculan el ciclo de las remesas al crecimiento económico real y el desarrollo financiero. Es importante resaltar que, el componente cíclico no constituye una medida de volatilidad en estricto rigor, dado que únicamente mide la distancia que hay entre la tendencia y el PIB observado en cada punto. Además, debido a la oscilación alrededor de cero, realizar una estimación con esta medida dificulta significativamente la interpretación estadística, pues la dirección del efecto dependerá directamente de la fase del ciclo económico. Por esta razón, siguiendo a Kose et al. (2015) se tomará la desviación estándar del componente cíclico, generando una alternativa de volatilidad con mayor validez e interpretabilidad.

El filtro Hodrick- Prescott descompone una serie temporal en su componente cíclico y tendencia bajo la siguiente ecuación:

$$y_t = y_t^t + y_t^c$$

El objetivo del filtro es elegir y_t^c que minimice la siguiente función objetivo:

$$\text{Min } \{y_t^c\}: \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^c)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^c - y_t^c) - (y_t^c - y_{t-1}^c)]^2$$

Donde λ es el parámetro que controla la compensación de ajuste y suavizamiento de la tendencia de la serie. Este puede tomar distintos valores según la frecuencia de la serie a filtrar, la literatura sugiere que, para series trimestrales, el parámetro debe tomar el valor de 1600.

Aunque el filtro Hodrick-Prescott ha sido ampliamente usado en la literatura macroeconómica, son varias las críticas que ha recibido. Hamilton (2017) advierte que filtrar series con este método puede comprometer la validez de los resultados, ya que la descomposición tiende a generar relaciones dinámicas espurias y sesgos en los extremos de la serie. El autor recomienda realizar una estimación por MCO sobre los rezagos de la variable como alternativa. Vargas-Silva (2008) propone implementar el filtro Baxter-King como una opción más precisa para aislar variaciones irregulares. No obstante, aproximar la volatilidad por cualquiera de estas alternativas requiere sacrificar un mayor número de observaciones que pueden resultar cruciales para explicar la dinámica de las remesas.

Por consiguiente, con el objetivo de evaluar la robustez de los resultados, se estimaron dos versiones del modelo: una a través la desviación estándar del componente cíclico derivado del filtro HP y otra basada en la tasa de crecimiento real, aplicadas tanto al PIB como al consumo de los hogares. La comparación entre estas dos aproximaciones permitió evaluar no solo el impacto que tiene la elección de la medida de volatilidad, sino también capturar con mayor precisión el canal de transmisión de las remesas.

Especificación

Como primer paso en la implementación de un modelo ARDL, se debe llevar un análisis de raíz unitaria. De acuerdo a Pesaran et al. (2001), todas las variables incluidas deben ser integradas de orden cero $I(0)$ o uno $I(1)$ y bajo ninguna circunstancia debe existir variables de mayor orden de integración, ya que esto invalida los resultados. Para evitar estimaciones espurias, se verificará la estacionariedad de las series mediante la prueba de Phillips-Perron (PP) y Dickey-Fuller Aumentada (ADF). Considerando que el período de estudio presenta cambios estructurales importantes, las pruebas antes mencionadas pueden arrojar resultados poco confiables debido a que no consideran rupturas estructurales. Por ello, se aplicará prueba de Zivot & Andrews (1992) misma que considera al menos un quiebre endógeno en las series.

Para estimar un modelo que analice relaciones a largo plazo, es necesario verificar la cointegración de las series. El enfoque ARDL permite establecer un modelo de corrección de error sin restricciones (UECM), que combina rezagos en diferencias y niveles de todas las variables. Esta especificación permite aplicar la prueba de cointegración por límites (*bound test*) que evalúa si los coeficientes en niveles son conjuntamente significativos.

De este modo, se plantea la siguiente especificación UECM:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_n \Delta X_{t-i} + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 R_{t-1} + \varphi_n X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde Δ representa el operador de diferencias. y_t es la medida de volatilidad de la serie. R_{t-i} representa las remesas como porcentaje del PIB. X_{t-i} corresponde a una serie de variables de control para corregir posibles sesgos. ε_t es el término de error y se asume que sigue un comportamiento de ruido blanco; es decir, tiene media cero, varianza constante y no presenta autocorrelación.

Es importante recalcar que, el número óptimo de retardos se determinó con base en el criterio de información de Akaike (AIC), asegurando así el mejor ajuste del modelo.

La prueba de cointegración desarrollada por (Pesaran et al., 2001), señala el siguiente conjunto de hipótesis:

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = 0$$

$$H_1: \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq \varphi_3 \neq 0$$

La serie se considera cointegrada si el estadístico F calculado supera el límite superior crítico, por el contrario, no hay cointegración si el estadístico cae por debajo del límite inferior. Si el valor se encuentra entre ambos límites, el resultado es inconcluso.

Una vez verificada la existencia de cointegración en las variables, se puede reformular el modelo ARDL como un modelo de corrección de errores ECT_{t-1} definido por:

$$\varnothing ECT_{t-1} = \varepsilon_t = \varnothing(y_{t-1} - R_{t-i} - X_{t-1})$$

Este término captura las desviaciones del equilibrio a largo plazo. Un coeficiente \varnothing negativo garantiza que el sistema converge hacia dicho equilibrio, indicando la velocidad de ajuste con la que las desviaciones se corrigen en cada periodo de tiempo. Por otra parte, los coeficientes β_i capturan los efectos inmediatos o de corto plazo de las remesas y las variables de control sobre el ciclo económico. En contraste, los coeficientes de largo plazo, calculados como $\frac{\varphi_i}{\varnothing}$, representan los multiplicadores permanentes.

VARIABLES DE CONTROL

En función de Bugamelli & Paternò (2011) el conjunto de variables de control se puede resumir en tres categorías (i) globalización (ii) desarrollo del sector financiero (iii) condiciones internas y (iv) determinantes de envío. El apartado de globalización reúne aquellos determinantes que relacionan el ciclo económico con flujos o condiciones externas, en ese sentido, se utiliza la apertura comercial, la inversión extranjera directa y el precio del petróleo WTI como variables. En la categoría del desarrollo financiero únicamente se incluye como *proxy* la cartera de crédito del sistema financiero. La categoría de condiciones internas corresponde al riesgo país promedio de cada trimestre como aproximación de las medidas de desempeño económico-institucional⁵, la proporción del gasto público como medida de política fiscal. Para terminar, se incluyó la tasa de desempleo de migrantes latinos en Estados Unidos como determinante del envío de remesas y principal control de posibles sesgos en la variable de remesas.

Adicionalmente, para controlar por *shocks* internos y externos, se determinaron quiebres estructurales con la prueba de Bai & Perron (1998). Este procedimiento divide la serie en distintos regímenes estructurales y a través de la variación de coeficientes se localiza fechas de quiebre para el cual se minimiza la suma de los cuadrados de los residuos (SSR). Se incorporaron los quiebres identificados mediante variables binarias escalonadas, es decir, toman el valor unitario de forma permanente a partir del punto específico de tiempo.

Las variables utilizadas en el modelo se resumen en la Tabla 1.

Tabla 1: Indicadores, variables y fuente

Categoría	Variable	Medición	Fuente
Variable dependiente	VOL_TCP	Desviación estándar móvil de la tasa de crecimiento real del PIB	Banco Central del Ecuador - Cuentas Nacionales
	VOL_P	Desviación estándar del componente cíclico del PIB real	Banco Central del Ecuador - Cuentas Nacionales
	VOL_TCC	Desviación estándar de la tasa de crecimiento del consumo	Banco Central del Ecuador - Cuentas Nacionales
	VOL_C	Desviación estándar del componente cíclico del consumo	Banco Central del Ecuador - Cuentas Nacionales
Variable de interés principal	REM	El total remesas como porcentaje del PIB	Banco Central del Ecuador - Sector Externo
Globalización	OPE	Exportaciones e importaciones como porcentaje del PIB	Banco Central del Ecuador - Cuentas Nacionales
	IED	El total de inversión extranjera directa como porcentaje del PIB	Banco Central del Ecuador - Sector Externo
	WTI	Precio promedio trimestral del petróleo WTI	Banco Central del Ecuador - Sector Externo

⁵ Si bien Chami et al. (2009) y Lueth & Ruiz-Arranz (2008) utilizan indicadores de corrupción del Banco Mundial, éstos no se adaptan a la frecuencia del resto de series.

Desarrollo financiero	CRE	El total de la cartera de crédito colocada por el sector financiero como porcentaje del PIB	Banco Central del Ecuador - Sector Monetario Financiero
Condiciones internas	EMBI	Promedio trimestral del índice en puntos	Banco Central del Ecuador - Cuentas Nacionales
	CEi	Variable binaria (1 = cambio estructural; 0 = no cambio estructural)	Elaboración propia con prueba Bai-Perron
	G	Gasto del gobierno como porcentaje del PIB	Banco Central del Ecuador – Cuentas Nacionales
Determinantes del envío	USALU	Tasa de desempleo trimestral de migrantes latinos en Estados Unidos	U.S. Bureau of Labor Statistics

Diagnósticos estadísticos

La validez de los modelos se evaluará mediante un conjunto de pruebas estadísticas. Se verificará la normalidad de los residuos con la prueba de Jarque-Bera, la ausencia de correlación serial con la prueba de Ljung-Box, y la homocedasticidad con la prueba de Breusch-Pagan-Godfrey. Así mismo, la estabilidad de los coeficientes, como sugiere Kumar & Mohnot (2024) será comprobada a través de la prueba CUSUM, lo que permitirá detectar posibles inestabilidades en la relación estimada a lo largo del tiempo. Para finalizar, se implementará la prueba RESET de Ramsey con el objetivo de verificar errores en la especificación o posibles sesgos por variables omitidas.

Estimación de panel de datos

Para complementar los resultados obtenidos con el modelo ARDL y verificar la robustez de la relación entre las remesas y la volatilidad económica, se implementará una un modelo secundario a través de la extensión del método de momentos generalizados (GMM) para paneles dinámicos desarrollado por Blundell & Bond (1998). Según Chami et al. (2009) utilizar esta metodología permite controlar la potencial endogeneidad de todo el modelo y no únicamente el causado por la volatilidad, lo que resulta de especial interés para el potencial sesgo de las remesas.

La especificación general del modelo es la siguiente:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + \beta_i R_{it} + \beta_i x_{it} + n_i + \varepsilon_{i,t}$$

Donde y_t representa la medida de volatilidad estimada a través de la desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB en una ventana no solapada de cinco años. R_{it} representa las remesas medidas como porcentaje del PIB. X_{it} corresponde al conjunto variables de control listadas anteriormente. n_i el efecto no observado de específico de cada país y $\varepsilon_{i,t}$ el término de error, mismo que se descompone en tiempo-país.

El modelo GMM con estimación Arellano-Bond, elimina los efectos fijos individuales mediante diferenciación, evitando sesgos generados por características no observables constantes en el tiempo (Baltagi, 2021). De este modo, se obtiene la siguiente especificación:

$$\Delta y_{it} = \Delta \delta y_{i,t-1} + \Delta \beta_i R_{it} + \Delta \beta_i x_{it} + \Delta \varepsilon_{i,t}$$

Sin embargo, el modelo todavía presenta endogeneidad desde que $y_{i,t-1}$ está correlacionado con el error contemporáneo $\varepsilon_{i,t}$. Para abordar esta problemática la estimación de Arellano-Bond utiliza como instrumento el rezago de la propia variable a nivel, es decir $y_{i,t-2}$ o $y_{i,t-3}$. De acuerdo con Baltagi (2021) estos rezagos están altamente correlacionados con $y_{i,t-1}$ y no con $\varepsilon_{i,t}$ debido a la ausencia de autocorrelación serial de segundo orden con el error, de modo que es un instrumento válido para el modelo.

Ante la persistencia estadística en las variables y paneles con número reducido de observaciones, los instrumentos pueden resultar débiles. En este contexto, Blundell & Bond (1998) proponen una estimación paralela instrumentando el modelo con rezagos de las variables endógenas en diferencias, $\Delta y_{i,t-i}$ y $\Delta R_{i,t-i}$. Al estimar un sistema de ecuaciones, Baltagi (2021) señala que se gana mayor eficiencia y potencia estadística en muestras pequeñas. La consistencia del modelo planteado depende de la validez de los instrumentos utilizados. Por ello se verificará la autocorrelación con la prueba de Arellano-Bond hasta dos rezagos, así como la exogeneidad de los instrumentos con la prueba de Hansen⁶, tanto en su forma global como en subconjuntos específicos.

Por último, para esta especificación se trabajará sobre el periodo de 1995 a 2023 para 16 países de Latinoamérica y el Caribe⁷. Para ello, se utilizará la información disponible en el portal estadístico de indicadores de desarrollo mundial (World Bank, 2024), el cual proporciona series de datos anuales consistentes para la mayoría de los países. Al trabajar con periodicidad anual, es posible aprovechar indicadores más precisos, lo que abre la posibilidad de incluir mejores *proxys*. Por ejemplo, para capturar las condiciones internas, se podrán utilizar índices sobre calidad institucional validados, como lo son los indicadores de gobernanza. Del lado de la volatilidad, se podrá trabajar con medidas per cápita tanto en la producción agregada como en el consumo de los hogares.

Resultados

Estadística descriptiva

A partir de las series de tiempo a nivel, se construyeron las variables que incorpora el modelo. La tabla 2 muestra estadística descriptiva general sobre las variables del modelo. Se evidencia un número de observaciones diferentes para las medidas de volatilidad en comparación al resto de variables, esto se debe a la ventana móvil que implica obtener la desviación estándar. En general, el consumo muestra ser más volátil que la producción agregada, pues el máximo para la volatilidad del crecimiento del consumo alcanza hasta 11 desviaciones estándar en su medida bajo el enfoque del filtro HP y cerca de 9 para la medida centrada en la tasa de crecimiento.

Por otra parte, el comportamiento de las remesas presenta un comportamiento menos volátil, el promedio gira en torno al 4% del PIB con una desviación estándar de 1,5. No obstante, se resaltan valores máximos en la serie, donde se evidencia una participación de hasta el 8,5% sobre el total de la economía, el cual corresponde al periodo post dolarización del Ecuador. Es relevante mencionar que las remesas nunca han descendido por debajo del 2% con respecto al PIB, lo que refuerza la importancia de estos flujos en el país. En contraste, las variables asociadas al precio del petróleo y al riesgo país muestran una volatilidad significativamente mayor en comparación con otros flujos, como la inversión extranjera directa y la apertura comercial, los cuales se caracterizan por presentar desviaciones estándar más bajas. La variable de crédito se trata de un caso especial, ya que, tiende a crecer en el tiempo más rápido que su denominador, el PIB. Debido al esfuerzo por bancarización e inclusión financiera, se justifica la desviación estándar y su valor máximo, que es superior al 53% en el último año.

⁶ Se utiliza la prueba de Hansen en lugar de la prueba de Sargan, porque es robusta frente a heterocedasticidad y autocorrelación en los modelos dinámicos.

⁷ Estos países son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Nicaragua, Paraguay y Perú.

Tabla 2: Estadística descriptiva

Variable	Nro.		Desviación		
	Observaciones	Promedio	Estándar	Min	Max
VOL_TCP	97	1.4	1.81	0.13	10.64
VOL_TCC	97	2.23	2.18	0.16	11.8
VOL_P	97	1.3	1.38	0.2	8.47
VOL_C	97	1.95	1.78	0.05	8.94
REM	100	4.33	1.51	2.22	8.25
OPE	100	53.18	4.11	43.86	61.87
CRE	100	28.52	11.22	14.67	53.36
WTI	100	63.63	24.99	20.4	123.89
EMBI	100	1130.72	781.88	370.0	4416.0
IED	100	0.57	0.75	-0.02	6.54
USALU	100	7.18	2.62	4.13	17.0

Finalmente, la tasa de desempleo en Estados Unidos para migrantes latinos presenta una media de aproximadamente el 7%. Existen periodos en específico donde ha alcanzado 17% de desempleo, como lo fue durante la pandemia y la crisis financiera de 2008. El objetivo de esta variable no es explicativo, únicamente se pretende controlar el sesgo de las remesas, al funcionar como determinante de envío.

Pruebas de raíz unitaria y cointegración

Antes de proceder con la estimación del modelo ARDL, se realizó una evaluación de la estacionariedad de las series mediante las distintas pruebas, tanto en niveles como en primeras diferencias. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3: Pruebas de raíz unitaria

Variable	ADF	En nivel		Primera diferencia			Orden de integración
		PP	ZA	ADF	PP	ZA	
VOL_TCP	-3.27	-30.38	-6.24	-5.52	-74.10	-9.30	I(0)
VOL_TCC	-2.36	-22.99	-6.31	-5.37	-99.41	-11.55	I(1)
VOL_P	-3.82	-27.63	-6.99	-5.05	-79.43	-9.59	I(0)
VOL_C	-2.81	-18.31	-4.87	-4.31	-78.35	-10.07	I(1)
REM	-0.78	-22.67	-3.50	-3.70	-95.84	-11.76	I(1)
CRE	-1.64	-42.65	-4.13	-4.59	-99.46	-12.18	I(1)
OPE	-1.77	-15.10	-4.95	-6.01	-102.38	-11.37	I(1)
EMBI	-3.99	-34.29	-6.09	-6.05	-100.35	-11.64	I(0)
IED	-4.53	-97.69	-10.44	-7.42	-124.58	-17.16	I(0)
WTI	-2.28	-12.30	-4.87	-5.15	-66.59	-81.33	I(1)
G	-0.19	-36.33	-4.41	-5.13	-98.33	-117.20	I(1)
USALU	-2.45	-14.66	-4.35	-4.52	-109.63	-121.73	I(1)

Nota: ADF = Dickey- Fuller Aumentado, PP= Phillips-Perron, ZA = Zivot-Andrews

Las pruebas evidencian que la mayoría de las variables no son estacionarias en niveles, pero sí lo son en primera diferencia. Por ejemplo, para las medidas de volatilidad del PIB, todas las pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria en niveles al 1% de significancia, y este resultado se mantiene en primeras diferencias con estadísticos aún más negativos. Esta característica se replica en las variables del riesgo país y la inversión extranjera directa, incluido la prueba de quiebre estructural de Zivot & Andrews (1992)

En contraste, las medidas de volatilidad del consumo requieren de una diferenciación para ser estacionarias. Se presenta la misma situación en las variables de remesas y gasto público, ya que se debe diferenciarlas obligatoriamente para confirmar la ausencia de raíz unitaria. El resto de los controles muestran estadísticos cercanos a los umbrales críticos incluso en niveles, dependiendo de la prueba aplicada. Sin embargo, al confirmarse la estacionariedad en primera diferencia para todas las variables, se concluye que son integradas de orden uno.

Los resultados obtenidos son consistentes con los supuestos que permiten la extensión del modelo ARDL. Para implementar la corrección de error dentro del modelo es necesario confirmar la existencia de cointegración entre las variables analizadas. Dicha verificación se realiza bajo el enfoque de límites y el contraste del estadístico F para diferentes configuraciones del modelo. En particular, este estudio corresponde a un modelo con intercepto y tendencia, para el cual se utiliza de referencia un valor crítico $F = 4,5$. En ese sentido, todas las especificaciones evidencian cointegración a un nivel de confianza del 1%. El detalle de cada modelo se incluye en el Anexo 1.

Modelo ARDL con corrección de error

A continuación, se muestran, los resultados obtenidos de la estimación del modelo ARDL-ECM con el fin de evaluar el efecto de las variables seleccionadas sobre la volatilidad del consumo y del PIB en Ecuador. Para facilitar la interpretación económica, se determinaron los multiplicadores dinámicos de corto y largo plazo. Se destaca que ambos modelos varían en la incorporación de cambios estructurales. El modelo para la volatilidad del consumo solo considera la crisis sanitaria de 2020, mientras que el modelo de volatilidad del PIB incorpora un cambio estructural a finales de 2016, producto de la baja en el precio de petróleo, mayor incertidumbre política y fortalecimiento del dólar.

En el análisis del corto plazo, se presenta en la tabla 4. Los resultados evidencian que las remesas tienen consistentemente un efecto estabilizador inmediato, reflejado en un signo negativo en todas las especificaciones analizadas. Este efecto es estadísticamente significativo al 5% y al 10% en la del consumo y significativo al 10% en las especificaciones del PIB. Para una mejor apreciación, considerando la volatilidad media de los distintos enfoques, para el modelo del PIB, un alza transitoria de un punto porcentual en remesas reduce la amplitud del ciclo en 0,17 y 0,34 desviaciones estándar, lo que equivale a un efecto amortiguador de aproximadamente el 13% y el 23% de su nivel histórico, respectivamente. En el caso del consumo, un aumento de un punto porcentual en remesas equivale a una reducción de 0,69 y 0,59 desviaciones estándar o lo que es lo mismo, absorbe un 35% y 26% de la volatilidad histórica.

No obstante, al profundizar en la dinámica temporal, se observa que, para la especificación de la tasa de crecimiento del PIB, los rezagos más profundos de las remesas adquieren significancia y amplifican la volatilidad, sugiriendo una reversión parcial del efecto estabilizador contemporáneo. Este comportamiento indica que, si bien el impacto inmediato de las remesas es contractivo sobre la volatilidad, su persistencia en el tiempo podría inducir dinámicas que refuercen la variabilidad cíclica en el mediano plazo.

En cuanto al resto de las variables en el corto plazo, resalta el crédito como un determinante consistente en todas las especificaciones, pero únicamente es significativo bajo el enfoque del componente cíclico del consumo. Concretamente, un aumento de la ratio de remesas reduce la amplitud del ciclo en 0,22 desviaciones

estándar. De manera relativa, mayor colocación de crédito reduce la volatilidad del consumo de los hogares en aproximadamente un 11%.

Tabla 4: Resultado ARDL-ECM multiplicadores a corto plazo

<i>Variable</i>	PIB		Consumo	
	<i>Componente ciclo</i>	<i>Tasa crecimiento</i>	<i>Componente ciclo</i>	<i>Tasa crecimiento</i>
REM	-0.173* (0.087)	-0.339* (0.172)	-0.695** (0.294)	-0.587*** (0.160)
CRE	-0.051 (0.031)	-0.036 (0.045)	-0.218*** (0.052)	-0.0049 (0.029)
OPE	0.0042 (0.022)	0.0062 (0.027)	0.0813** (0.0390)	-0.0010 (0.044)
EMBI	0.0003*** (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0004** (0.0002)	-0.0002 (0.0002)
G	0.147 (0.141)	0.145 (0.187)	-0.6228** (0.2742)	-0.0068 (0.282)
IED	-0.073* (0.043)	0.057 (0.055)	-0.0545 (0.0881)	-0.021 (0.092)
WTI	0.006 (0.004)	0.0034 (0.0061)	-0.0083 (0.0096)	-0.0099 (0.0062)
USALU	0.039 (0.112)	-0.201 (0.171)	-0.2612 (0.2156)	0.283 (0.209)
CE1	0.273 (0.368)	0.882* (0.447)		
CE2	6.675*** (1.251)	8.013*** (1.867)	10.1265*** (2.3949)	3.32 (2.42)
∅	-0.68*** (0.065)	-0.74*** (0.062)	-0.932*** (0.097)	-0.691*** (0.074)

Nota: *, **, *** señalan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En contraste, tanto la apertura comercial como el indicador del riesgo país, incrementan la volatilidad de la mayoría de las especificaciones en el corto plazo, aunque se debe recalcar que el efecto solamente es relevante bajo los enfoques cíclicos. En cuanto a su magnitud, el comercio intensifica la volatilidad del consumo en 0.08 desviaciones estándar, equivalente a un 4%. Por el lado del riesgo país, pese a ser significativo al 1%, el efecto amplificador es cercano al cero. Así mismo, existen variables que inciden de manera distinta según el enfoque analizado, la política fiscal, exacerba la volatilidad de la producción, pero estabiliza el consumo final de los hogares. De forma concreta, aumentar un punto porcentual del gasto público absorbe el 32% de la inestabilidad del consumo, un resultado menor comparado al efecto de las remesas. Se presenta la misma situación con el precio del petróleo, aunque no es significativo para ninguna especificación en el corto plazo.

Con respecto a las variables de cambio estructural, los dos cambios estructurales agudizan considerablemente la volatilidad contemporánea. La entorno económico y político de finales de 2016 incrementó la volatilidad de la producción en más del 60% en el caso de la pandemia el efecto es 10 veces mayor. Por el lado de los hogares, el confinamiento intensificó la volatilidad del consumo en más del 500%. Ambos resultados son coherentes con la realidad atravesada.

Por último, los resultados de los términos de corrección de error (\emptyset) del modelo confirman la existencia de cointegración y garantizan la convergencia hacia el equilibrio de largo plazo. En el caso de la volatilidad del PIB, un coeficiente de -0,68 indica que, tras cualquier desviación en el corto plazo respecto a su equilibrio de largo

plazo, el 68 % de dicha brecha se corrige durante el trimestre siguiente. Por su parte, para la volatilidad del consumo, la velocidad de ajuste es aún mayor, alcanzando un valor de -0,93, lo que significa que el 93 % de la desviación respecto al equilibrio se ajusta en un solo trimestre. Este resultado es consistente con la teoría económica, dado que los hogares tienden a suavizar rápidamente su consumo mediante mecanismos como el uso de ahorros previos, acceso al crédito o transferencias externas como las remesas, por lo que una elevada velocidad de corrección es razonable.

Los resultados de largo plazo se presentan en la Tabla 5. Se evidencia que las remesas continúan ejerciendo un efecto estabilizador importante, indicado nuevamente por signos negativos en todas las especificaciones. Este efecto únicamente es significativo al 10% para el PIB en el componente cíclico. Para el consumo, el efecto de las remesas es significativo al 1% en todos los enfoques, lo que refuerza la hipótesis del altruismo y el canal de transmisión por el cual operan dichas transferencias.

A diferencia de los multiplicadores de corto plazo, que capturan la respuesta transitoria en uno o pocos periodos, los multiplicadores de largo plazo miden el efecto permanente de un cambio sostenido. Bajo esa consideración, un aumento permanente de un punto porcentual de las remesas reduce 0,31 desviaciones estándar la volatilidad del PIB, lo que equivale a un 23% de amortiguamiento una vez han operado todos los ajustes transitorios. Usando esta misma lógica, el efecto sostenido de las remesas absorbe entre el 26% y el 38% del amortiguamiento de la volatilidad del consumo, según el enfoque utilizado

Tabla 5: Resultado ARDL-ECM multiplicadores a largo plazo

Variable	PIB		Consumo	
	Componente ciclo	Tasa crecimiento	Componente ciclo	Tasa crecimiento
REM	-0.318* (0.165)	-0.874 (2.367)	-0.505*** (0.184)	-0.8496*** (0.2716)
CRE	-0.082** (0.038)	-0.456* (0.273)	-0.0025 (0.032)	-0.0071 (0.0421)
OPE	0.174*** (0.061)	0.013 (0.044)	0.087** (0.041)	0.0229 (0.0706)
EMBI	0.0011*** (0.0003)	-0.106** (0.052)	0.0019*** (0.0005)	-0.0003 (0.0003)
G	0.161** (0.063)	0.0006 (0.0005)	-0.007 (0.076)	-0.1852* (0.0939)
IED	-0.188 (0.214)	0.038 (0.104)	0.124 (0.175)	-0.0296 (0.1330)
WTI	-0.012 (0.0073)	-0.305* (0.179)	-0.016 (0.010)	-0.0143 (0.0087)
USALU	-0.142 (0.065)	-0.021** (0.008)	-0.297*** (0.087)	-0.1615* (0.0830)

Nota: *, **, *** señalan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente

Al igual que los resultados contemporáneos, el crédito y la apertura comercial mantiene su efecto, ganando significancia en casi todas las especificaciones. En el largo plazo, la colocación sostenida de crédito incide directamente en la reducción de la volatilidad del producto, amortiguando hasta un 32% las fluctuaciones de la economía. Por el contrario, un punto porcentual más en la apertura comercial incrementa la inestabilidad en un 13% en el caso del PIB y un 4% para el consumo agregado. En esta misma línea, el gasto público conserva su efecto dual, puesto que, en el largo plazo, la política fiscal incrementa significativamente la volatilidad del producto, pero estabiliza el consumo de los hogares, aunque en menor medida. Ligado a este último resultado,

el precio del petróleo resulta ser un estabilizador eficaz en el contexto ecuatoriano, ya que, ante la subida del precio del petróleo, la inestabilidad económica puede reducirse hasta en un 21% en el largo plazo.

Finalmente, los diagnósticos de los modelos confirman validez en casi todas las pruebas estadísticas, indicando ausencia de problemas críticos de homocedasticidad, errores funcionales, estabilidad estructural y normalidad residual. Las especificaciones de la tasa de crecimiento sí presentan problemas de correlación serial, sin embargo, esta solo es estadísticamente significativa al hasta el tercer rezago. Este problema desaparece al incrementar rezagos de las variables en el modelo, no obstante, la dirección y la magnitud de los coeficientes se mantiene similar a los resultados presentados. Para mayor detalle consultar el anexo 2 y 3.

Estimador System-GMM

Para reforzar la solidez de los hallazgos obtenidos previamente mediante la especificación ARDL y controlar por potenciales problemas de endogeneidad, se llevó a cabo una estimación adicional utilizando modelos de panel. Esta estrategia permitió incorporar dos variables explicativas adicionales: el índice de eficacia gubernamental, como *proxy* del entorno institucional, y el PIB inicial registrado al comienzo de cada periodo, cuya inclusión permite capturar de mejor forma las diferencias estructurales entre los países analizados. Adicionalmente, se incluyen dos estimaciones a nivel per cápita, pues permite controlar el tamaño poblacional en el panel.

Los resultados de esta estimación robusta se presentan en la Tabla 6. Bajo este enfoque metodológico, las remesas exhiben una dinámica relevante que merece destacarse. Inicialmente, el coeficiente contemporáneo de las remesas muestra un signo positivo y estadísticamente significativo al 1% para la volatilidad del PIB agregado, y al 5% para el consumo. Este resultado indica una aparente amplificación inicial de las fluctuaciones económicas inmediatamente después de un aumento en las remesas, posiblemente vinculado con una respuesta inicial en el consumo e ingreso disponible de los hogares receptores o a un fuerte vínculo con crisis que abarcan las ventanas de datos calculadas.

Sin embargo, resulta crucial destacar que esta respuesta inmediata es guiada y contrarrestada por el efecto del rezago inmediato de las remesas, cuyo coeficiente es negativo y significativo en todas las especificaciones. Este comportamiento dinámico implica que las remesas actúan efectivamente como estabilizadores de la volatilidad económica, aunque la estabilización no es estrictamente automática o instantánea. Más bien, el efecto estabilizador se despliega de manera diferida, siendo necesario que transcurra un breve periodo para que la estabilización se consolide plenamente.

En términos concretos, considerando una volatilidad promedio de 3,3 desviaciones estándar en el PIB y 4,5 en el consumo en Ecuador, un incremento de un punto porcentual en la proporción de remesas respecto al PIB durante el último quinquenio logra reducir la volatilidad económica del PIB en aproximadamente un 31% y del consumo en un 13%. Este hallazgo respalda sólidamente la hipótesis central del estudio, confirmando la importancia fundamental de las remesas en la mitigación de las fluctuaciones económicas en economías receptoras. El efecto es ligeramente menor bajo el enfoque per cápita en ambas estimaciones.

Con respecto a las otras variables incluidas en el modelo, tanto el crédito como la apertura comercial presentan efectos estabilizadores significativos, aunque de menor magnitud que las remesas. Se reconoce la importancia de ampliar el análisis dinámico y profundizar en estas variables adicionales; sin embargo, dicha extensión no se pudo realizar en esta investigación debido a limitaciones en la disponibilidad de datos históricos homogéneos.

Tabla 6: Resultados estimación de panel

Variable	PIB	PIBpc	Consumo	Cpc
(-1)	-0.736** (0.309)	-0.776*** (0.271)	-0.206* (0.117)	-0.462 (0.439)
REM	0.987** (0.419)	0.966*** (0.318)	0.619** (0.289)	0.624** (0.299)
REM (-1)	-1.052** (0.518)	-0.994** (0.391)	-0.584*** (0.223)	-0.575* (0.299)
OPE	-0.0420 (0.0315)	-0.0431* (0.0243)	-0.0467** (0.0209)	-0.0250 (0.0189)
CRE	0.0698*** (0.0261)	-0.0693** (0.0288)	-0.0599* (0.0359)	-0.0666* (0.0380)
GOVEFFECT	1.638 -1.462	1.760 -1.383	0.885 -1.221	2.137 -1.412
FDI	0.0566 (0.327)	0.0499 (0.306)	0.0455 (0.187)	-0.0568 (0.366)
GDPi	-0.236 (0.146)	-0.239** (0.108)	-0.217*** (0.0546)	-0.278* (0.148)
Constante	9.950*** -2.078	9.957*** -2.153	8.146*** -1.435	8.704*** -3.069
Observaciones	80	80	80	80
Países	16	16	16	16
Pruebas estadísticas				
Instrumentos	14	14	14	16
AR(1)	0.042	0.042	0.161	0.057
AR(2)	0.208	0.205	0.409	0.120
Hansen test	0.338	0.315	0.285	0.140
Hansen en niveles	0.495	0.465	0.183	0.178
Hansen en diferencias	0.225	0.206	0.273	0.098

Nota: *, **, *** señalan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente

Por último, aunque el índice de eficacia gubernamental y la inversión extranjera directa evidencian coeficientes que sugieren posibles efectos amplificadores de la volatilidad, la ausencia de significancia estadística impide extraer conclusiones al respecto. Por otro lado, el PIB inicial de la muestra presenta consistentemente un coeficiente negativo y significativo, indicando que una base productiva sólida contribuye eficazmente a reducir la volatilidad futura, ofreciendo un contexto favorable para la acción estabilizadora de las remesas.

En lo que respecta a la validez del modelo, se implementaron 14 instrumentos en ambas especificaciones. Esto es coherente con la teoría, pues es necesario que los instrumentos no excedan el número de individuos para un mejor ajuste. En general, todos los instrumentos son válidos, pues en ningún caso se rechaza la hipótesis de autocorrelación de segundo orden en ningún modelo. De igual manera, las pruebas de Hansen evidencian que los instrumentos son exógenos, tanto en su versión general como en su versión en subconjuntos.

Discusión y conclusiones

Esta investigación ofrece evidencia empírica consistente y actualizada para el caso ecuatoriano las remesas actúan de manera sistemática como un estabilizador automático, mitigando los efectos de la inestabilidad macroeconómica, especialmente en contextos recesivos. Este comportamiento se alinea con la literatura que identifica a las remesas como mecanismos contracíclicos, particularmente en economías dependientes de flujos externos como las latinoamericanas (Chami et al., 2009; Craigwell et al., 2009). Además, los resultados presentados contribuyen a la caracterización de estos flujos, al identificar no solo su incidencia sobre la volatilidad, sino también los canales a través de los cuales operan y el tipo específico de estabilizador que constituye.

De forma específica, los resultados muestran que el canal principal a través del cual las remesas suavizan la volatilidad es el consumo de los hogares. La inyección directa de liquidez permite amortiguar caídas en la demanda agregada, lo cual amortigua parcialmente el nivel de actividad económica. Sin embargo, el impacto agregado es más limitado según el tipo de especificación. Si bien se observa una reducción en la volatilidad del PIB, el efecto es menor que en el caso del consumo y puede convertirse en un amplificador conforme los rezagos que se analicen. Esto refuerza el carácter de las remesas como un estabilizador con incidencia directa sobre el bienestar familiar más que sobre la economía agregada (Bugamelli & Paternò, 2011).

La comparación con estabilizadores automáticos tradicionales, como el gasto público, evidencia una diferencia relevante. A pesar de su teórica función estabilizadora, el gasto público, aunque no es estadísticamente significativo, en el caso ecuatoriano resulta ser procíclico en el largo plazo, exacerbando la volatilidad económica en términos agregados. Esta relación se ajusta a lo hallado por Combes et al. (2017) y Camino-Mogro & Brito-Gaona (2021) quienes señalan que, en economías con fuerte dependencia de ingresos volátiles, como los provenientes del petróleo, el gasto público tiende a amplificar, más que mitigar, los ciclos económicos. En contraste, las remesas operan de forma más reactiva, con efectos inmediatos y automáticos ante choques negativos, cumpliendo con la definición moderna de estabilizador automático según su grado de planificación y rapidez de respuesta, aunque de manera informal y descentralizada.

Es importante recalcar, que las estimaciones reconocen el papel de rezagos en las remesas, por tanto, la atribución de automático no es concluyente. En este sentido, una línea de investigación relevante sería avanzar hacia la identificación de umbrales estadísticos que condicionen el efecto estabilizador de las remesas. Es decir, determinar si este mecanismo se activa únicamente cuando ciertas variables, como la volatilidad del producto, el nivel de incertidumbre macroeconómica o el desempleo, superan un nivel crítico. Esta investigación representa un avance significativo al evidenciar empíricamente el papel que desempeñan las remesas como mecanismo de estabilización durante contextos recesivos, reafirmando su relevancia en fases críticas del ciclo económico. Ahora bien, sería pertinente analizar si existe un nivel crítico de volatilidad, incertidumbre o desempleo a partir del cual las remesas comienzan a ejercer con mayor intensidad su función estabilizadora o por el contrario, generan dependencia o alteran la oferta de trabajo.

Por otra parte, el análisis reconoce que la volatilidad económica en Ecuador está determinada por una serie de hechos estilizados estructurales, entre ellos la alta exposición externa. Las variables de apertura comercial y, especialmente, el precio del petróleo, son determinantes primarios de la inestabilidad agregada. No obstante, otro resultado relevante de esta investigación es el rol emergente del sistema financiero. Se evidencia que un mayor volumen de crédito, en particular, destinado al sector productivo puede contribuir a reducir la sensibilidad del PIB ante choques, funcionando como un moderador adicional. En esta línea, como menciona Ahmed et al. (2021) y Giuliano & Ruiz-Arranz (2009) es posible sostener que un sistema financiero más profundo y estable en Ecuador potencia el efecto estabilizador de las remesas, al canalizarlas hacia formas de inversión o consumo sostenido.

En contraste con las remesas, la inversión extranjera directa no muestra un rol estabilizador claro. Su comportamiento volátil, de naturaleza especulativa en algunos casos y sensible al entorno institucional y político, impide que funcione como un flujo constante contracíclico. Los resultados confirman que la IED carece de un patrón sistemático que permita considerarla como un estabilizador, lo cual concuerda con estudios que destacan su carácter condicionado (Kose et al., 2015). Por otro lado, la creencia extendida de la influencia del riesgo país sobre la estabilidad macroeconómica se ve matizada por los hallazgos de este estudio. Si bien se esperaría que un mayor riesgo país incrementa la percepción de vulnerabilidad, los resultados presentados no evidencian una relación significativa entre esta variable y la volatilidad económica. Esto sugiere que, en el contexto ecuatoriano, los determinantes de la inestabilidad están más vinculados a factores reales y estructurales que a percepciones financieras externas.

En términos metodológicos, los resultados obtenidos fueron contrastados mediante un modelo alternativo que controla la endogeneidad de las remesas, aplicando técnicas de estimación en sistemas dinámicos tipo GMM. A pesar de las diferencias en la composición de datos y la periodicidad, los resultados fueron coherentes: las remesas mantuvieron su rol estabilizador, especialmente sobre el agregado económico. Sin embargo, se advierte que los análisis con paneles regionales pueden diluir los efectos propios de los hechos estilizados de cada país, por lo que deben interpretarse con mayor cuidado.

Finalmente, en línea con Villalba (2020) el confirmar que las remesas cumplen un rol estabilizador automático no debe interpretarse como una solución deseable ni óptima. Desde una perspectiva de política económica, delegar la estabilidad macroeconómica a los flujos externos enviados por migrantes expone serias limitaciones estructurales y sociales. La migración como mecanismo de compensación de fallas en la capacidad del Estado para estabilizar la economía no solo refleja una debilidad institucional, sino que también reproduce desigualdades. Las remesas son una medida de compensación pasiva, no una política activa ni mucho menos premeditada. En este sentido, si bien las remesas cumplen con el criterio técnico de estabilizador automático, su efectividad está acompañada por un alto costo social y humano.

Bibliografía

- Abbas, S. A., Selvanathan, S., & Selvanathan, E. A. (2023). Structural transformation, urbanization, and remittances in developing countries: A panel VAR analysis. *Economic Analysis and Policy*, 79, 55–69. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.06.010>
- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J., & Thaicharoen, Y. (2003). Institutional causes, macroeconomic symptoms: Volatility, crises and growth. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 49–123. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00208-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00208-8)
- Acosta, N., Calderon, D., & Mejia, R. (2017). El efecto de la Gran Recesión sobre la oferta laboral en Ecuador. *Atlantic Review of Economics*, 1, 1–31. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6230988>
- Adams, R. H., & Page, J. (2003). International Migration , Remittances and Poverty in Developing Countries. *World Bank*.
- Ahmed, J., Mughal, M., & Martínez-Zarzoso, I. (2021). Sending money home: Transaction cost and remittances to developing countries. *World Economy*, 44(8), 2433–2459. <https://doi.org/10.1111/twec.13110>
- Ambrosius, C., & Cuecuecha, A. (2016). Remittances and the Use of Formal and Informal Financial Services. *World Development*, 77, 80–98. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.08.010>
- Auerbach, A. J., & Feenberg, D. (2000). The Significance of Federal Taxes as Automatic Stabilizers. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 37–56.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. In *Econometrica* (Vol. 66, Issue 1, p. 47). <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data*. In *Springer*.
- Banco Central del Ecuador. (2024). *Boletín Analítico de la Evolución Trimestral de Remesas*.
- Baunsgaard, T., & Symansky, S. A. (2009). Automatic fiscal stabilizers: How can they be enhanced without increasing the size of government? *IMF*, 09/23, Washington DC: International Monetary Fund.
- Bayangos, V., & Jansen, K. (2011). The macroeconomics of remittances: The case of the Philippines. *South-South Globalization: Challenges and Opportunities for Development*.
- Beaton, K., Cevik, S., & Yousefi, S. R. (2018). Smooth operator: Remittances and household consumption during fiscal shocks (Working Paper No. 2017/165). In *International Monetary Fund* (Vol. 18, Issue 2). <https://doi.org/10.1515/bejm-2017-0199>
- Belloumi, M. (2014). The relationship between trade, FDI and economic growth in Tunisia: An application of the autoregressive distributed lag model. *Economic Systems*, 38(2), 269–287. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2013.09.002>
- Blanchard, O. (2006). *Macroeconomics 4th Edition*. Pearson Prentice Hall, New Jersey.
- Blanchard, O. J., & Summers, L. H. (2020). Automatic Stabilizers in a Low-Rate Environment. *AEA Papers and Proceedings*, 110(February), 125–130. <https://doi.org/10.1257/pandp.20201075>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*. 87.
- Brown, E. C. (1955). The Static Theory of Automatic Fiscal Stabilization. *Journal of Political Economy*, 63(5), 427–440. <https://doi.org/10.1086/257709>
- Brunila, A., Buti, M., & In 'T Veld, J. (2003). Fiscal policy in Europe: How effective are automatic stabilisers? *Empirica*, 30(1), 1–24. <https://doi.org/10.1023/A:1022646912573>

- Buettner, T., & Fuest, C. (2010). The role of the corporate income tax as an automatic stabilizer. *International Tax and Public Finance*, 17(6), 686–698. <https://doi.org/10.1007/s10797-010-9155-7>
- Bugamelli, M., & Paternò, F. (2009). Do Workers' Remittances Reduce the Probability of Current Account Reversals? *World Development*, 37(12), 1821–1838. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.04.002>
- Bugamelli, M., & Paternò, F. (2011). Output Growth Volatility and Remittances. *Economica*, 78(311), 480–500. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2009.00838.x>
- Camino-Mogro, S., & Brito-Gaona, L. F. (2021). Cyclicalities of Fiscal Policy in Ecuador. *Revista de Analisis Economico*, 36(1), 49–84.
- Chami, R., Hakura, D., & Montiel, P. (2009). Remittances: An Automatic Output Stabilizer? *IMF Working Papers*, 09(91), 1. <https://doi.org/10.5089/9781451872385.001>
- Combes, J. L., & Ebeke, C. (2011). Remittances and Household Consumption Instability in Developing Countries. *World Development*, 39(7), 1076–1089. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.10.006>
- Cooray, A., & Özmen, I. (2024). The role of institutions on public debt: A quantile regression approach. *International Review of Economics and Finance*, 93(February), 912–928. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.03.065>
- Craigwell, R., Jackman, M., & Moore, W. (2009). Economic volatility and remittances: Evidence from SIDS. *Journal of Economic Studies*, 36(2), 135–146. <https://doi.org/10.1108/01443580910955024>
- Darby, J., & Melitz, J. (2008). Social expenditure and automatic stabilisers in the OECD. *Economic Policy*, 23(56), 715–756. <http://strathprints.strath.ac.uk/8709/>
- De, S., Islamaj, E., Kose, M. A., & Reza Yousefi, S. (2019). Remittances over the business cycle: Theory and evidence. *Economic Notes*, 48(3). <https://doi.org/10.1111/ecno.12143>
- Dolls, M., Fuest, C., & Peichl, A. (2012). Automatic stabilizers and economic crisis: US vs. Europe. *Journal of Public Economics*, 96(3–4), 279–294. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2011.11.001>
- Fatás, A., & Mihov, I. (2001). Government size and automatic stabilizers: International and intranational evidence. *Journal of International Economics*, 55(1), 3–28. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(01\)00093-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(01)00093-9)
- Finkelstein Shapiro, A., & Mandelman, F. S. (2016). Remittances, entrepreneurship, and employment dynamics over the business cycle. *Journal of International Economics*, 103, 184–199. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.10.001>
- Frankel, J. (2009). Are Bilateral Remittances Countercyclical? *Center for International Development at Harvard University*. https://bsc.cid.harvard.edu/files/bsc/files/285_andrews_this_is_pfm.pdf
- Funashima, Y. (2015). Automatic stabilizers in the Japanese tax system. *Journal of Asian Economics*, 39, 86–93. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2015.06.004>
- Gali, J. (1994). Government stability size and macroeconomic. *European Economic Review*, 38(1).
- Giuliano, P., & Ruiz-Arranz, M. (2009). Remittances, financial development, and growth. *Journal of Development Economics*, 90(1), 144–152. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.10.005>
- Hamilton, J. (2017). Why we should never use HP filter. *National Bureau of Economic Research*.
- Harris, J. (2024). *Las remesas a América Latina y el Caribe en 2024 Disminuyendo el ritmo de Las remesas a América Latina y el Caribe en 2024 Disminuyendo el ritmo de crecimiento.*
- IMF. (2015). Can fiscal policy stabilise output. *Fiscal Monitor - Now Is the Time: Fiscal Policies for Sustainable Growth*, October 2014, 21–49.

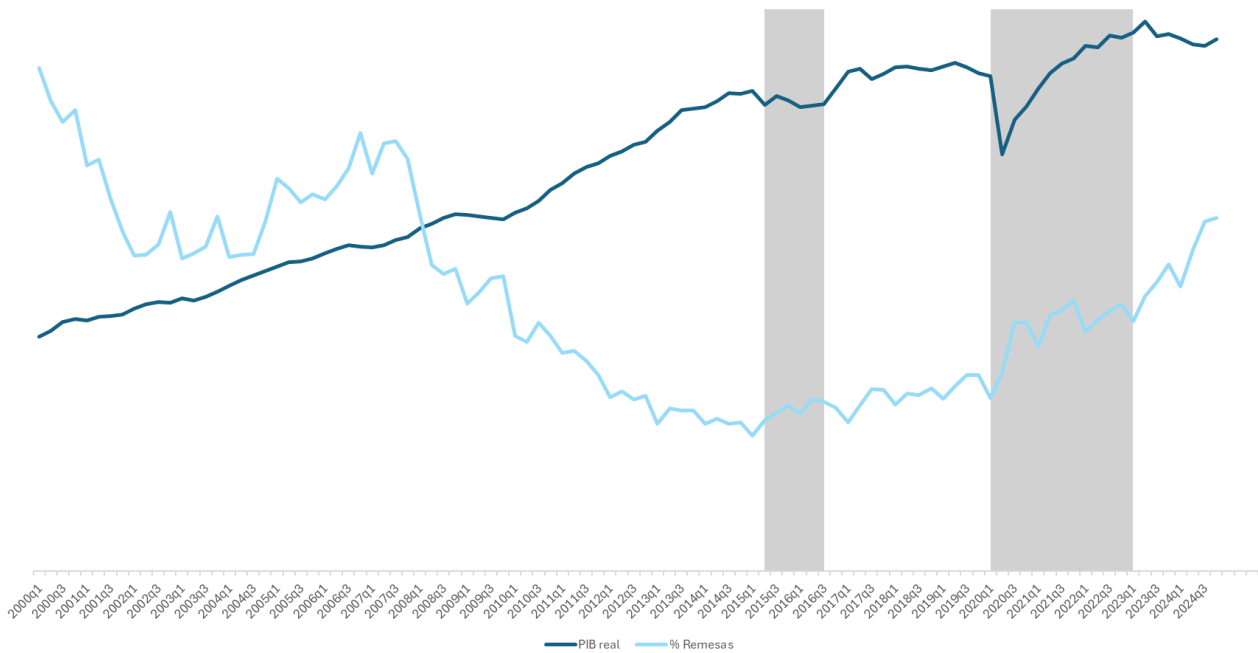
- Isakovic, N., & Ilgun, E. (2015). Cyclical Properties of Workers' Remittances: Evidence from Bosnia and Herzegovina. *International Journal of Economics And Financial Issues*, 5(1), 172–187.
- Jara, H. X., Montesdeoca, L., & Tasseva, I. (2022). The Role of Automatic Stabilizers and Emergency Tax–Benefit Policies During the COVID-19 Pandemic: Evidence from Ecuador. *European Journal of Development Research*, 34(6), 2787–2809. <https://doi.org/10.1057/s41287-021-00490-1>
- Karras, G., & Yang, M. C. Y. (2022). Fiscal policy in the 21st century: Evidence on automatic stabilizers in the European union. *Journal of Government and Economics*, 6(March), 100038. <https://doi.org/10.1016/j.jge.2022.100038>
- Keiser, N. (1956). The Development of the Concept of " Automatic Stabilizers ". *The Journal of Finance*, 11(4), 422–441.
- Kose, A., Ratha, D., De, S., Islamaj, E., & Yousefi, S. R. (2015). Can Remittances Help Promote Consumption Stability? In W. Bank (Ed.), *Global Economic Prospects. Having fiscal space and using it*.
- Kose, M. A., Prasad, E., & Terrones, M. (2003). Financial Intergration and Macroeconomic Volatility. *IMF Working Paper*, 50.
- Kumar, N. N., & Mohnot, R. (2024). Asymmetric effects of remittances on output in expansions and recessions. *Heliyon*, 10(21). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e39690>
- Kydland, F., & Prescott, E. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345–1370.
- Lartey, E. K. K. (2019). The effect of remittances on the current account in developing and emerging economies. *Economic Notes*, 48(3). <https://doi.org/10.1111/ecno.12149>
- Lucas, R. E. B., & Stark, O. (1985). Motivations to Remit: Evidence from Botswana. *Journal of Political Economy*, 93(5), 901–918. <http://www.jstor.org/stable/1833062>
- Lueth, E., & Ruiz-Arranz, M. (2008). Determinants of bilateral remittance flows. *B.E. Journal of Macroeconomics*, 8(1). <https://doi.org/10.2202/1935-1690.1568>
- Martínez, M., Mascaró, Y., & Moizeszowicz, F. (2016). Do Remittances Affect Recipient Countries' Financial Development? In P. Fajnzylber (Ed.), *Remittances and development: Lessons from Latin America* (Vols. 3–3, pp. 75–86). https://doi.org/10.1142/9789813220737_0004
- Musgrave, R. A., & Miller, M. H. (1948). Built-in Flexibility. *The American Economic Review*, 38(1), 122–128. <http://www.jstor.org/stable/1801943>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Ramey, G., & Ramey, V. A. (1995). Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth. *The American Economic Review*, 85(5), 1138–1151.
- Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments? *Journal of Political Economy*, 106(5), 997–1032. <https://doi.org/10.1086/250038>
- Samuelson, P. (1948). *Economics: An introductory Analysis*. McGraw-Hill.
- Şen, H., & Kaya, A. (2013). The Role of Taxes as an Automatic Stabilizer: Evidence from Turkey. *Economic Analysis and Policy*, 43(3), 303–313. [https://doi.org/10.1016/S0313-5926\(13\)50033-6](https://doi.org/10.1016/S0313-5926(13)50033-6)
- Şen, H., & Kaya, A. (2019). Output-volatility reducing effect of automatic stabilizers: Evidence from nine EMU member states. *ZBW Working Paper*, ZBW – Leibniz Information Centre for Economics, Ki.
- Todaro, M. P. (1969). A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries.

The American Economic Review, 59(1), 138–148.

- Vargas-Silva, C. (2008). Are remittances manna from heaven? A look at the business cycle properties of remittances. *North American Journal of Economics and Finance*, 19(3), 290–303. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2008.03.001>
- Villalba, M. (2020). Restricciones, desafíos y alternativas de política fiscal y monetaria. In A. Barrera, M. Espín, G. Merchán, & R. Oetzel (Eds.), *Diálogos para la paz: Miradas desde la diversidad* (Vol. 2).
- World Bank. (2024). *World Development Indicators*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Yang, D. (2008). International migration, remittances and household investment: Evidence from Philippine migrants' exchange rate shocks. *Economic Journal*, 118(528), 591–630. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02134.x>
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3). <http://www.jstor.org>

Anexos

Anexo 1: Evolución remesas y PIB



Anexo 2: Diagnósticos estadísticos

	PIB		CONSUMO	
	<i>Componente ciclo</i>	<i>Tasa crecimiento</i>	<i>Componente ciclo</i>	<i>Tasa crecimiento</i>
Cointegración				
F-value	7,31***	13,32***	7,86***	7,12***
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00
Pruebas de validez				
Correlación Serial	0,20	0,06*	0,28	0,01***
Normalidad	0,50	0,77	0,92	0,81
Homocedasticidad	0,76	0,39	0,56	0,03
Funcionalidad	0,41	0,17	0,32	0,52
Estabilidad	0,84	0,23	0,83	0,73

Nota: *, **, *** señalan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. F-value de referencia para la prueba de límites: 4,5. La hipótesis nula de las pruebas de validez asumen la ausencia de cada diagnóstico.

Anexo 3: Elección de rezagos ECM

	VOL	REM	CRE	OPE	EMBI	G	IED	WTI	USALU	CE1	CE2	AIC
VOL_P	3	0	3	4	3	4	4	1	2	4	2	44.34
VOL_TCP	3	4	4	2	3	4	2	4	4	4	4	80.05
VOL_C	3	3	3	0	4	4	2	3	2	-	2	181.94
VOL_TCC	2	0	0	3	0	4	0	0	4	-	4	200.41

Nota: la elección de cero rezagos para el modelo ECM no implica la ausencia de rezagos en niveles

Anexo 4: Dinámica de remesas

VOL_P	
Variable	
Rem	-0.1738* (0.0868)

VOL_TCP	
Variable	
d(rem)	-0.3397** (0.1365)
d(L(rem,1))	0.1224 (0.1393)
d(L(rem,2))	0.0327 (0.1411)
d(L(rem,3))	0.2486* (0.1434)

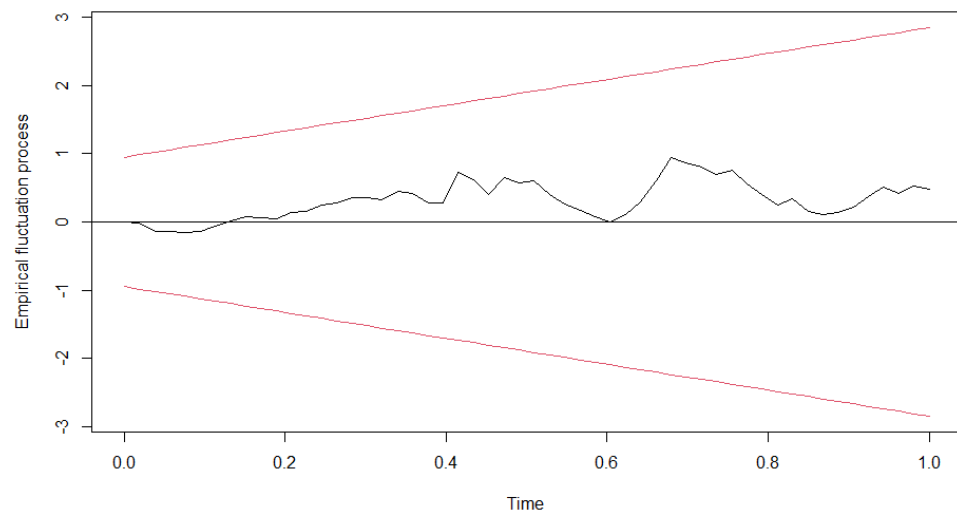
VOL_C	
Variable	
d(rem)	-0.6955*** (0.2449)
d(L(rem,1))	-0.6041** (0.2375)
d(L(rem,2))	-0.9517*** (0.2157)

VOL_TCC	
Variable	
rem	-0.5879*** (0.1605)

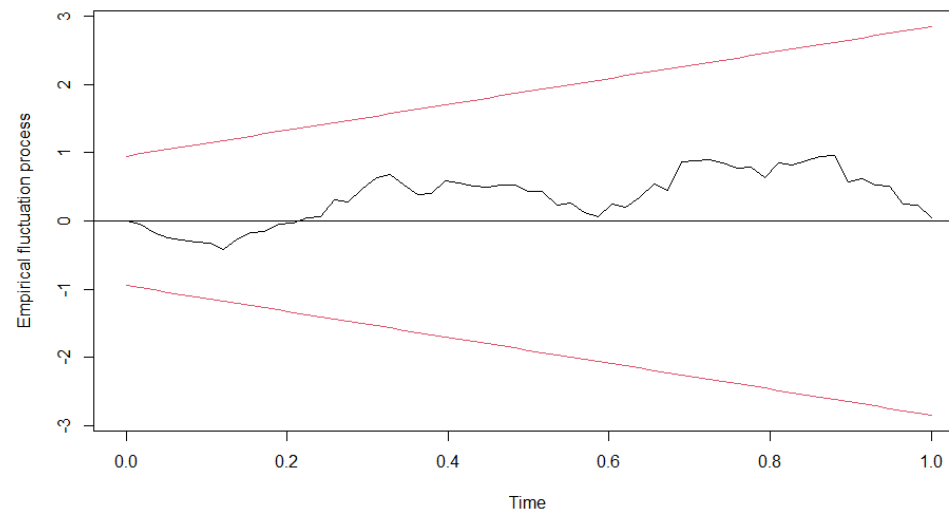
Nota: *, **, *** señalan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente

Anexo 4: Pruebas de estabilidad CUSUM

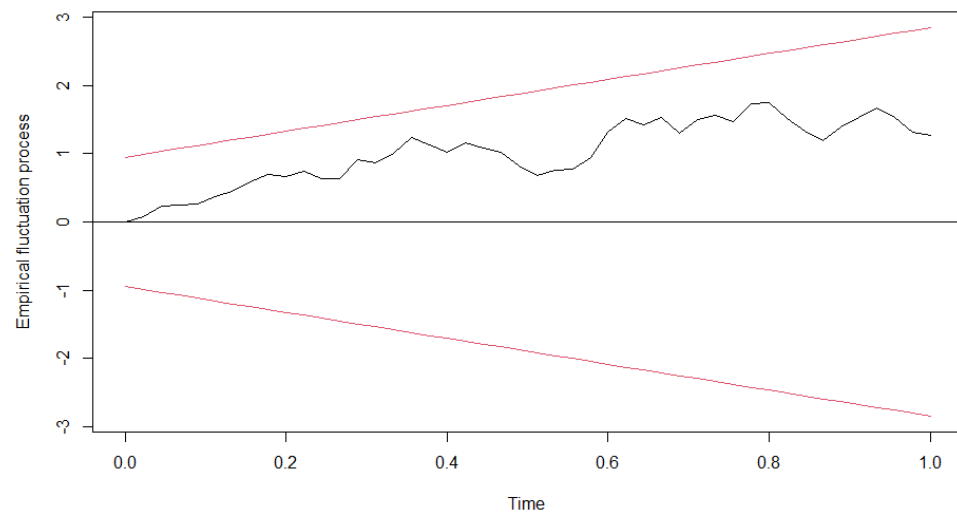
CUSUM test VOL_P



CUSUM test VOL_C



CUSUM test VOL_TCP



CUSUM test VOL_TCC

