



REMESAS, ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL Y COMPETITIVIDAD: UN ENFOQUE BVECM PARA NICARAGUA

REMITTANCES, REAL EXCHANGE RATE AND COMPETITIVENESS: A BVECM APPROACH FOR NICARAGUA

Emerson López^{1,*} 

UNI, Managua, Nicaragua

(recibido/received: 12-noviembre-2025; aceptado/accepted: 23-marzo-2026)

RESUMEN

Este artículo evalúa empíricamente la hipótesis de la Enfermedad Holandesa en Nicaragua frente al auge sin precedentes en la recepción de remesas durante el periodo 2006-2023. Para superar las limitaciones de sobreparametrización y capturar la dinámica de equilibrio de largo plazo ante quiebres estructurales, se estima un Modelo de Vector de Corrección de Errores Bayesiano (BVECM). El análisis de las Funciones de Impulso-Respuesta (IRF) desestima la materialización de este síndrome macroeconómico en la economía nicaragüense. En primer lugar, no se evidencia un "efecto gasto" perjudicial, dado que las remesas no aprecian significativamente el Índice de Tipo de Cambio Real (ITCER). Este blindaje se atribuye a la alta propensión marginal a importar y al régimen cambiario administrado, los cuales actúan como válvulas de escape. En segundo lugar, se rechaza la desindustrialización del sector transable; por el contrario, los choques de divisas generan una expansión transitoria de la producción al aliviar las severas restricciones de liquidez y crédito local. Los resultados sugieren que, en el período analizado, las remesas operan como un estabilizador macroeconómico, sin que se observe una pérdida significativa de competitividad cambiaria.

Palabras clave: Enfermedad Holandesa, Nicaragua, BVAR, Tipo de Cambio Real, Remesas, Sector Transable.

ABSTRACT

This article empirically evaluates the Dutch Disease hypothesis in Nicaragua in the face of the unprecedented boom in remittance inflows during the 2006-2023 period. To overcome overparameterization limitations and capture long-run equilibrium dynamics amidst structural breaks, a Bayesian Vector Error Correction Model (BVECM) is estimated. The Impulse-Response Functions (IRF) analysis dismisses the materialization of this macroeconomic syndrome in the Nicaraguan economy. First, there is no evidence of a detrimental "spending effect," as remittances do not significantly appreciate the Real Exchange Rate Index (ITCER). This shielding is attributed to the high marginal propensity to import and the administered exchange rate regime, which act as leakage valves. Second, the deindustrialization of the tradable sector is rejected; conversely, foreign currency shocks generate a transitory expansion in productive output by alleviating severe local liquidity and credit constraints. The study concludes that remittances act as a key macroeconomic stabilizer without eroding the country's structural competitiveness.

Keywords: Dutch Disease, Nicaragua, BVAR, Real Exchange Rate, Remittances, Tradable Sector .

¹Autor de correspondencia.

*Correo: emerson.lopez45u@std.uni.edu.ni

1. INTRODUCCIÓN

Entre 2006 y 2023, las remesas familiares en Nicaragua experimentaron un crecimiento sin precedentes, pasando de representar el 3.5% del PIBT a superar el 9% en 2022 (BCN, 2024). Esta dinámica se alinea con lo documentado recientemente por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID, 2024), institución que destaca a la región centroamericana, y particularmente a Nicaragua, como el principal epicentro del crecimiento sostenido de remesas en América Latina, consolidando estos flujos como un elemento estructural de la economía. Este auge de divisas externas plantea interrogantes sobre posibles efectos adversos en la estructura productiva, similares a los descritos por la literatura de la Enfermedad Holandesa (Corden y Neary, 1982): una apreciación del tipo de cambio real que reduciría la competitividad de los sectores transables, induciendo un proceso de desindustrialización.

Estudios previos para Centroamérica han mostrado resultados mixtos. Para Nicaragua, Bello (2010) documentó una relación de largo plazo entre remesas y apreciación cambiaria durante 1995-2008, mientras que, en Honduras, Martínez (2021) no encontró evidencia concluyente de desindustrialización. En El Salvador, González Orellana (2014) identificó una forma particular de la enfermedad mediada por inflación local. A nivel global, metaanálisis recientes y exhaustivos (Cazachevici, Havranek y Horvath, 2020) han demostrado empíricamente que el efecto negativo de las remesas sobre la competitividad cambiaria suele ser marginal o nulo en las economías en desarrollo, sugiriendo que la Enfermedad Holandesa no es un destino ineludible. En esta línea, estudios internacionales recientes (Carare et al., 2025) señalan que la materialización de este síndrome depende crucialmente del régimen cambiario y la estructura importadora, un vacío analítico que este estudio busca subsanar para el contexto nicaragüense contemporáneo.

Este trabajo contribuye a la literatura sobre remesas y enfermedad holandesa de tres maneras. Primero, a diferencia de Bello (2010), que documentó una apreciación del tipo de cambio para el período 1995-2008, nosotros evaluamos la hipótesis para el período 2006-2023, que incluye el boom de remesas sin precedentes de 2022. Segundo, mientras que estudios recientes como Carare et al. (2025) documentan la importancia del régimen cambiario en una muestra amplia de países, nosotros proporcionamos una validación de estudio de caso para Nicaragua, una economía con un régimen de *crawling peg* y una altísima propensión a importar, mostrando cómo estas características institucionales específicas neutralizan empíricamente el efecto gasto. Tercero, mediante un BVECM que incorpora relaciones de cointegración y controla por quiebres estructurales (crisis 2008, 2018, pandemia), se encuentra evidencia de que las remesas actúan como un sustituto del crédito (Giuliano y Ruiz-Arranz, 2009), generando una expansión transitoria del sector transable, un mecanismo que contrarresta la predicción estándar de desindustrialización y que la literatura previa para Nicaragua no había podido testear formalmente.

El presente estudio analiza la presencia y los efectos macroeconómicos de la Enfermedad Holandesa en la economía nicaragüense durante el período 2006-2023, en el contexto del auge sostenido de las remesas familiares. En particular, se orienta por dos objetivos empíricos fundamentales, formulados a partir de las siguientes hipótesis de trabajo:

Hipótesis 1 (Efecto Gasto Mitigado): Dado el régimen de *crawling peg* (deslizamiento cambiario) y la alta propensión marginal a importar de la economía nicaragüense, se hipotetiza que un choque positivo exógeno de remesas no generará una apreciación estadísticamente significativa del ITCER, mitigando empíricamente el efecto gasto predicho por el modelo canónico.

Hipótesis 2 (Efecto Liquidez): En un contexto macroeconómico caracterizado por mercados financieros poco profundos, se hipotetiza que las remesas, al actuar como un sustituto del crédito formal y aliviar las severas restricciones de liquidez de las unidades productivas locales, tendrán un efecto expansivo de corto plazo sobre el sector transable, contrarrestando la predicción clásica de desindustrialización inmediata.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

El modelo pionero de la enfermedad fue formulado por Corden y Neary (1982), quienes consideran una economía pequeña con tres sectores: un sector en auge (recursos naturales), un sector transable no-auge y un sector no transable (véase Banco Central de Chile (2006) para mayores detalles). Un shock positivo en el sector de recursos eleva el producto marginal del trabajo en ese sector, desplazando empleo desde los otros dos sectores, reduciendo la producción manufacturera. Simultáneamente, el ingreso extra se gasta en bienes domésticos, elevando los precios de los no transables y apreciando el tipo de cambio real (efecto de gasto). El modelo predice así que la manufactura “se contraerá” mientras el boom crece, es decir, un proceso de desindustrialización. Desde entonces se han realizado numerosas revisiones y extensiones: p.ej. Corden y Neary (1982) consolidó el marco teórico y estudios posteriores (Sachs y Warner (1995), Kojo (2014), etc.) han ampliado el modelo.

Una consecuencia central de estos modelos es la apreciación real del tipo de cambio durante un auge de recursos. El aumento de ingresos externos (en este caso las remesas) genera una entrada de divisas que fortalece la moneda local. En el modelo base, esto se refleja en que el gasto interno adicional eleva los precios de los bienes no transables, apreciando así el precio relativo de la moneda.

“El efecto de gasto se debe a un incremento en el ingreso del sector minero en auge que aprecia el tipo de cambio, lo que aumenta la producción de bienes no transables y reduce la de bienes transables que no están en auge” Sarmiento G. y López (2016).

El corazón de la enfermedad es la desindustrialización inducida por el auge de recursos. La reasignación de factores (trabajo y capital) hacia el sector de recursos y servicios poco intensivos en comercio exterior hace que la producción manufacturera (sector transable) decline en términos relativos. En teoría, cualquier economía con abundante recurso experimentaría un desplazamiento de su fuerza laboral y capital desde la industria exportadora hacia el sector boom y los servicios, contrayendo así el sector transable. Este mecanismo se asocia a procesos de “primarización” económica Camacho Ballesta y Maldonado Atencio (2018).

2.1. Evidencia empírica en Centroamérica

La literatura empírica revela que las remesas y el ITCER pueden generar efectos perjudiciales en la economía. Un estudio realizado por Bello (2010) detectó en 2010 síntomas de la enfermedad holandesa en Nicaragua. Utilizando un Modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) cointegrado, complementado con un TVECM, Bello modeló la relación entre remesas y el tipo de cambio real con datos trimestrales de 1995Q1 a 2008Q4. El análisis estableció una relación de largo plazo entre las remesas y la apreciación del tipo de cambio real. El aumento de un punto porcentual en las remesas con respecto al PIB se asoció con una apreciación real acumulada de 2.5 % en el largo plazo, lo que a su vez generó una pérdida de competitividad en las exportaciones nicaragüenses.

Para Honduras Martínez (2021) realizó un estudio sobre el efecto de las remesas familiares en la estructura productiva del país, utilizando un modelo Autorregresivo con Retardos Distribuidos (ARDL) con datos trimestrales desde 2004 hasta 2019, donde un incremento del 1 % de las remesas con respecto al PIB se asocia con una disminución de entre 0.4 % y 0.7 % en el sector agropecuario. aunque también reveló efectos positivos en los sectores industrial y de servicios. Dadas las evidencias mixtas encontradas por el autor, decidió que la enfermedad holandesa no era concluyente.

En el caso de El Salvador, González Orellana (2014) en su estudio resalta que, a diferencia de otras naciones latinoamericanas que lograron un crecimiento notable (como Brasil y Argentina) y sortearon con mayor éxito los desafíos de la enfermedad holandesa, la economía salvadoreña ha experimentado un estancamiento prolongado. El Salvador padece una forma particular (es particular porque El Salvador esta dolarizado por

lo que la enfermedad no sigue el mecanismo común, En su lugar, las remesas causan inflación local, lo que genera apreciación del tipo de cambio real. Un caso similar ocurrió en Ecuador véase Montesdeoca Espín et al. (2020). de esta enfermedad, donde el elevado y constante flujo de remesas de emigrantes actúa como una entrada masiva de divisa que contribuye a la apreciación del tipo de cambio real. Esta apreciación, genera una significativa pérdida de competitividad en los sectores transables, haciendo que la inversión en estos sectores sea menos rentable y desplazando recursos hacia los sectores no transables. Esta dinámica, según González Orellana (2014), es fundamental para entender la “letargia” y las limitadas perspectivas de crecimiento del país, ya que ha impedido que El Salvador capitalice los flujos de capital como otros países de la región.

Esto sugiere que, si bien las remesas pueden aportar beneficios a la economía, también pueden contribuir a la manifestación de los síntomas de la enfermedad holandesa, observándose efectos diferenciados según el contexto particular de cada país.

2.2. Comportamiento histórico Remesas

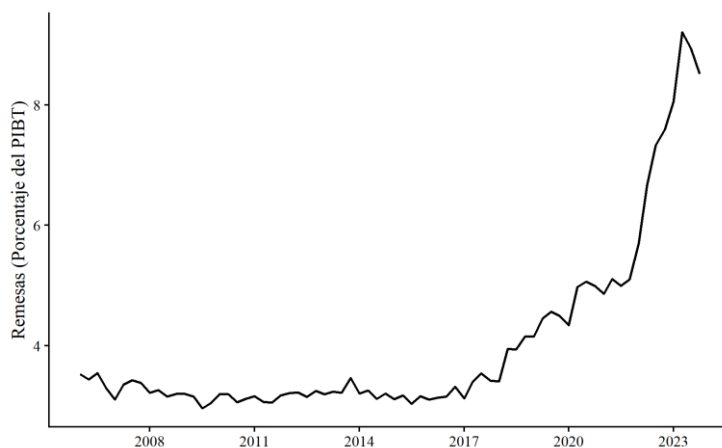


Figura 1. Serie Histórica Remesas

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN obtenidos a través del SECMCA

Durante el período 2006 y 2017, la participación de las remesas en el PIBT se mantuvo estable y moderada. El valor máximo registrado fue de 3.54%, cerrando el año 2017 ligeramente por debajo, en 3.42%. La dinámica de este periodo se caracterizó por una contribución constante, aunque limitada.

A partir de 2017, la dinámica experimentó un aumento altamente significativo, durante el periodo 2017 y 2021 se observa una aceleración, el incremento se inició con un alza gradual, escalando de manera constante hasta alcanzar un máximo de 5.11% en 2021 (con un cierre anual de 5.1%).

El boom ocurre en 2022 con un crecimiento exponencial. La serie alcanzó su pico histórico de 9.21% (BCN, 2024). No obstante, esta tendencia mostró un punto de saturación a partir del segundo trimestre de 2023, cerrando el período en 8.52%.

Esta masiva entrada de capital, si bien mejora la economía de los hogares de manera significativa, representa un desafío estructural. El riesgo potencial asociado a esta dinámica es la aparición de la Enfermedad Holandesa.

2.3. Comportamiento histórico ITCER

El Índice de Índice del Tipo de Cambio Efectivo Real (ITCER) presenta una dinámica volátil, caracterizada por picos más pronunciados a lo largo del tiempo, a diferencia de otras series macroeconómicas. El período inicial se distingue por un hito de apreciación del ITCER. El valor mínimo histórico (86.2)—indicando la mayor apreciación—ocurre alrededor de 2008.

A partir de 2015, el ITCER entra en una marcada tendencia de apreciación. Este movimiento culmina en el máximo histórico de depreciación al cierre del cuarto trimestre de 2021, alcanzando un valor de 104.7. Posteriormente, la tendencia se revierte, el ITCER comienza a apreciarse nuevamente. Esta apreciación lleva el índice a un mínimo reciente de 100.5 en el segundo trimestre de 2023, cerrando el período en 100.95. El boom en el flujo de remesas, iniciado en 2022 (SECMCA, 2023), coincide temporalmente con la etapa de apreciación del ITCER observada durante 2022 y 2023. De esta manera, las remesas podrían estar apreciando el ITCER.



Figura 2. Serie Histórica Remesas ITCER
Fuente: Elaboración propia con datos del SECMCA

3. METODOLOGÍA

En este estudio se utilizaron datos trimestrales para la economía nicaragüense, abarcando el período 2006-2023. El sistema dinámico base está compuesto por las siguientes variables endógenas: flujo de Remesas, Índice de Términos de Intercambio (ITI), Índice de Tipo de Cambio Real (ITCER), Índice de Producción Industrial de Estados Unidos (IPI EE. UU.) y el índice de actividad del Sector Transable (ST).

Adicionalmente, siguiendo un enfoque de identificación narrativa (Romer y Romer, 2010), se introdujeron variables dummy exógenas para controlar episodios históricos atípicos y claramente identificables: la crisis financiera global (septiembre 2008 - junio 2009), la crisis sociopolítica en Nicaragua (abril - diciembre 2018) y la irrupción de la pandemia de COVID-19 (marzo 2020 - diciembre 2021). La inclusión de estos controles exógenos permite aislar los choques estructurales de interés (Remesas e ITCER) de los efectos distorsionadores de estas crisis, garantizando el comportamiento de ruido blanco en los residuales y mejorando significativamente la identificación de los parámetros estructurales del sistema BVECM.

Fuentes de los Datos:

Banco Central de Nicaragua (BCN), Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA), Federal Reserve Economic Data (FRED).

3.1. Procesamiento de series

Para las variables en porcentaje como el ITCER (año base 2000) y el IPI EEUU (año base 2017), se modificó su año base al 2006 utilizando las siguientes fórmulas:

$$\text{Factor de la Variable} = \frac{100}{\text{Promedio Anual 2006 de la Variable}} \quad (1)$$

$$\text{Variable año base 2006}_t = \text{Variable de la variable}_t * \text{Factor de la Variable} \quad (2)$$

Este procedimiento equivale a un reescalado lineal que solo afecta el nivel medio de las series, garantizando que no se alteren las propiedades de cointegración ni la dinámica subyacente del modelo. Posteriormente, se aplicó una transformación logarítmica natural a todas las variables del sistema. Este ajuste cumple el doble propósito de estabilizar la varianza frente a problemas de heterocedasticidad y permitir la interpretación directa de los coeficientes estimados como elasticidades.



Figura 3. Remesas En Niveles

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN obtenidos a través del SECMCA

Tal como se observa en las gráficas, las series expresadas en logaritmo natural evidencian dinámicas estructurales de largo plazo cruzadas por choques exógenos severos. El flujo de Remesas muestra una relativa estabilidad histórica hasta 2017, seguida de un quiebre estructural con un crecimiento exponencial que se acentúa drásticamente a partir del boom de 2022.

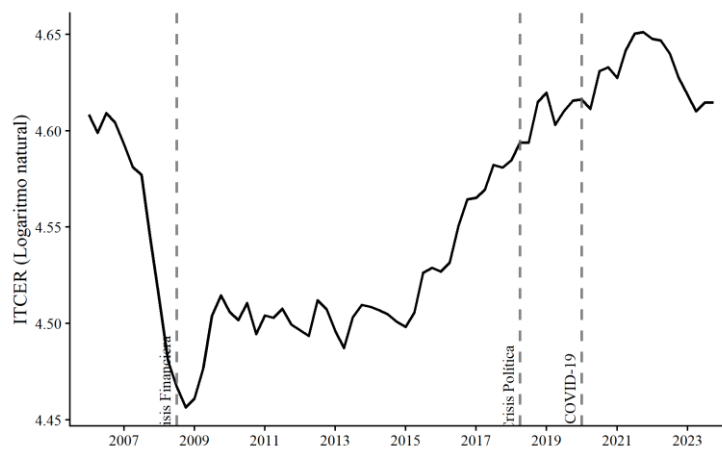


Figura 4. ITCER En Niveles

Fuente: Elaboración propia con datos del SECMCA

Por su parte, el ITCER presenta ciclos prolongados, destacando una tendencia reciente hacia la apreciación que coincide temporalmente con la entrada masiva de divisas.

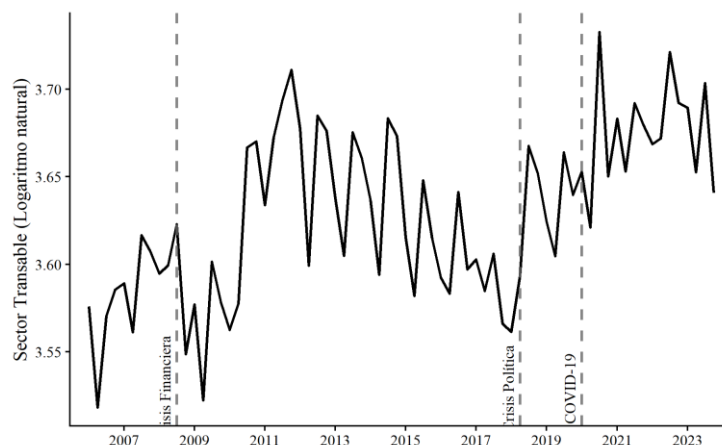


Figura 5. Sector Transable En Niveles

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Nicaragua

El Sector Transable, aunque mantiene una tendencia general de crecimiento, es particularmente sensible y presenta una marcada volatilidad estacional. Si bien los quiebres recientes podrían sugerir problemas de heterocedasticidad, la inclusión explícita de las dummies estructurales (Crisis Financiera 2008, Crisis Sociopolítica 2018 y COVID-19) permite que el modelo absorba estos impactos atípicos.

Previo a la modelación multivariada, se determinó el orden de integración de las variables mediante las pruebas univariantes de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). El análisis conjunto reveló la naturaleza no estacionaria de las series en niveles. Específicamente, para el IPI EEUU, la producción del Sector Transable y las Remesas, la prueba ADF no logró rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria ($p > 0.05$), mientras que el estadístico KPSS rechazó fuertemente la hipótesis nula de estacionariedad. Al aplicar la primera diferencia logarítmica, los contrastes evidenciaron un comportamiento estacionario, sugiriendo de forma preliminar un orden de integración $I(1)$. Si bien las pruebas arrojaron resultados mixtos en niveles para el ITCER y el ITI (donde el ADF sugirió estacionariedad al 5%, pero el estadístico KPSS indicó una fuerte presencia de raíz unitaria superior al valor crítico de 0.463), esta aparente contradicción es metodológicamente sintomática. Este cruce de resultados refleja la pérdida de potencia estadística de los contrastes univariantes tradicionales ante la presencia de quiebres estructurales (Perron, 1989). Consecuentemente, en apego a la literatura sobre macroeconomía abierta, se asume el tratamiento de todo el sistema de variables como integrado de orden uno, $I(1)$.

Habiendo establecido la integración de orden uno para el sistema, se procedió a verificar la existencia de un equilibrio de largo plazo que evite la estimación de relaciones espurias. Para ello, se empleó el procedimiento de cointegración de Johansen.

Tabla 1. Resumen del test de cointegración (Johansen-Procedure)

Hipótesis Nula	Estadístico	10%	5%	1%
$r \leq 4$	2.74	7.52	9.24	12.97
$r \leq 3$	14.52	17.85	19.96	24.60
$r \leq 2$	41.29	32.00	34.91	41.07
$r \leq 1$	83.52	49.65	53.12	60.16
$r = 0$	136.94	71.86	76.07	84.45

Fuente: Elaboración propia con base en el procedimiento de Johansen.

Nota: r denota el número de vectores de cointegración. El procedimiento de Traza rechaza las hipótesis nulas hasta $r \leq 2$, pero no rechaza $r \leq 3$. Los resultados indican la existencia de 3 vectores de cointegración al 1% de significancia, confirmando la estabilidad de la relación de largo plazo entre las variables del sistema.

La existencia de tres vectores de cointegración es consistente con las principales relaciones de equilibrio de una economía pequeña y abierta, una relación de paridad de poder adquisitivo (PPP) que vincularía el ITCER con la inflación externa (aproximada por el IPI de EEUU), una relación de largo plazo entre los términos de intercambio (ITI) y la balanza comercial; y una relación de co-movimiento estructural entre el ingreso externo (remesas) y la producción doméstica (sector transable), tal como lo documenta la literatura sobre transferencias permanentes (Barajas et al., 2010). No obstante, para el propósito de este trabajo —la estimación de funciones de impulso-respuesta dentro de un modelo que respeta el espacio de cointegración— no es necesario identificar cada vector de manera única. Lo fundamental es que el rango de cointegración se ha determinado correctamente.

3.2. Orden de retardos óptimos

Para la evaluación de los criterios de información AIC, HQ, SC y FPE el orden máximo de rezago se estableció en $p_{max} \leq 11$. Siguiendo a Lütkepohl (2005, cap. 4), en sistemas multidimensionales el límite superior para la evaluación de rezagos está estrictamente condicionado por la disponibilidad de grados de libertad en la muestra. Dado que el sistema consta de cinco variables endógenas ($K = 5$) y 72 observaciones (T) tenemos que:

$$\begin{aligned}
 T - p_{max} &\geq (Kp_{max} + 1) + K \quad (3) \\
 72 - p_{max} &\geq (5p_{max} + 1) + 5 \\
 72 - p_{max} &\geq (5p_{max} + 1) + 5 \\
 66 &\geq 6p_{max} \\
 p_{max} &\leq 11
 \end{aligned}$$

Si bien criterios de información como el AIC y HQ sugirieron un rezago de $p = 10$ (véase Tabla 2), adoptar este nivel en una muestra finita de $T = 72$ provoca una sobreparametrización. Un modelo de tal dimensión agota los grados de libertad del sistema e infla artificialmente la incertidumbre paramétrica en la estimación posterior bayesiana.

Tabla 2. Órdenes de Rezago Sugeridos por Criterios de Información

AIC	HQ	SC	FPE
10	10	1	9

Fuente: Elaboración propia con base de los criterios presentados.

Para mitigar el riesgo de sobreparametrización y garantizar la validez de la inferencia, se descartó el límite superior asintótico y se procedió bajo el Principio de Parsimonia. Se realizó una evaluación iterativa de especificaciones reducidas, contrastando el cumplimiento simultáneo de los supuestos clásicos (ausencia de autocorrelación residual y heterocedásticos) y bayesianos (estacionariedad de las cadenas MCMC).

Tabla 3. Comparación de rezagos

Rezago en diferencias	Diagnóstico
$p = 3$	Presencia de autocorrelación
$p = 4$	No convergencia MCMC en ecuación ST
$p = 5$	No convergencia MCMC en ecuación ITI
$r = 6$	Ruido blanco

Fuente: Elaboración propia con base en el diagnóstico de residuos y convergencia del modelo BVECM.

En consecuencia, la estimación del modelo BVECM se llevó a cabo utilizando 6 rezagos en diferencias (equivalentes a 7 rezagos en niveles), según la justificación presentada en la sección 3.2. Esta parametrización demostró ser empíricamente óptima al constituir el número mínimo de retardos necesario para absorber la inercia temporal de las series macroeconómicas.

3.3. Estrategia de estimación y diagnóstico

La estimación del modelo se realizará siguiendo los siguientes pasos:

1. Implementación del Mecanismo de Corrección de Error: Tras identificar tres vectores de cointegración ($r = 3$), se extrajo la matriz de coeficientes de largo plazo (β). Se calculó el Término de Corrección de Error (ECT_{t-1}) incorporándolo como un determinante exógeno en el sistema de ecuaciones en diferencias.
2. Especificación del Sistema Dinámico: Para la recuperación de las perturbaciones ortogonales y la generación de las Funciones de Impulso-Respuesta, se aplicó una identificación estructural mediante la descomposición de Cholesky. Con el objetivo de garantizar el rigor analítico, se evaluaron dos ordenamientos jerárquicos distintos. El primer orden: IPI EEUU, ITI, Remesas, ITCER y Sector Transable. Este ordenamiento responde a la exogeneidad relativa de las variables en la economía nicaragüense. Se asume que el bloque externo (IPI EEUU y los Términos de Intercambio - ITI) es el componente más exógeno, afectando contemporáneamente al resto del sistema al tratarse de una economía pequeña y abierta. La posición de las Remesas antes que el ITCER se fundamenta en la literatura microeconómica sobre determinantes de las remesas (Giuliano y Ruiz-Arranz, 2009). En el muy corto plazo (un trimestre), el flujo de remesas responde fundamentalmente al stock de migrantes en el exterior y a su nivel de ingreso (aproximado por el IPI de EE. UU.), siendo altamente inelástico a las fluctuaciones del tipo de cambio real local. Un migrante no ajusta su decisión de envío en el mismo trimestre ante una variación del ITCER, ya que su objetivo principal es el sustento familiar, no la especulación cambiaria. Adicionalmente, en una economía con un régimen de *crawling peg*, las variaciones del tipo de cambio nominal son predecibles y de pequeña magnitud, lo que reduce aún más el incentivo a ajustar las remesas por motivos cambiarios. Por tanto, asumir que las remesas son predeterminadas respecto al ITCER en el período contemporáneo es una restricción teórica sólida y ampliamente aceptada (Acosta, Lartey y Mandelman, 2009). Esto permite que el choque de remesas se transmita al tipo de cambio real y al sector transable, capturando los canales de transmisión de la Enfermedad Holandesa. El segundo orden: IPI EEUU, ITI, ITCER, Remesas y Sector Transable. En esta especificación alternativa, se

somete el modelo a un ejercicio de sensibilidad metodológica. Al invertir la posición relativa, se relaja el supuesto de que el tipo de cambio real no reacciona en el mismo trimestre a las remesas, otorgándole al ITCER precedencia contemporánea en la transmisión de los choques. La posición del Sector Transable al final del ordenamiento de Cholesky responde a la rigidez de la producción en el corto plazo. En macroeconomía abierta, las cantidades físicas (producción) tardan más en ajustarse que los precios relativos (ITCER) debido a rigideces de capital, contratos y costos de ajuste. Por tanto, es plausible asumir que el Sector Transable no afecta contemporáneamente a las demás variables dentro del mismo trimestre, mientras que sí puede verse afectado por shocks en el bloque externo, las remesas y el tipo de cambio. Esta es la convención estándar en la literatura de VAR estructurales con variables reales y nominales (Christiano, Eichenbaum y Evans, 1999).

3. Simulación Estocástica: La inferencia posterior se obtuvo mediante el algoritmo MCMC con un total de 100,000 iteraciones. La estabilidad de la cadena se validó mediante el análisis de las trazas y la obtención de un Tamaño de Muestra Efectivo (ESS) promedio de 30,644.72.
4. Análisis de Inferencia: La cuantificación de los efectos se realizó a través de Funciones de Impulso-Respuesta (IRF) y la Descomposición de Varianza del Error de Pronóstico (FEVD), permitiendo evaluar la sensibilidad del sector transable y el tipo de cambio ante choques exógenos en las remesas.

3.4. Software

Todo el procesamiento y análisis econométrico se llevó a cabo en el entorno RStudio. La estimación bayesiana del VECM estructural se ejecutó con la librería bsvars, mientras que, para las pruebas de raíz unitaria, cointegración de Johansen y diagnósticos de convergencia MCMC se emplearon los paquetes urca, vars y coda. La visualización de gráficos se generó mediante la librería ggplot2.

4. ESTIMACIÓN Y CONFIGURACION BVECM

4.1. Convergencia MCMC y estabilidad

La estimación del modelo BVECM se llevó a cabo utilizando priors jerárquicos (Giannone, Lenza y Primiceri, 2015), lo que permitió que el grado de contracción (shrinkage) se optimizara endógenamente a partir de los datos. Los resultados arrojaron un parámetro de contracción autorregresiva global (α) de 0.255827. Este valor indica una restricción moderada sobre los rezagos, mitigando la sobreparametrización típica de los modelos VECM, pero otorgando suficiente peso a la información muestral.

Por su parte, el valor estimado de $\beta = 833.3$ refleja que la verosimilitud marginal favorece un prior extremadamente laxo para la matriz de covarianzas contemporánea. Esto es consecuencia de que las variables se introdujeron en diferencias logarítmicas sin estandarizar, preservando así la escala natural que permite la interpretación de las IRF como elasticidades. Dado que la varianza residual de las series no estandarizadas es relativamente alta, la optimización del prior jerárquico asigna un peso casi nulo a la contracción de las relaciones contemporáneas, dejando que la identificación estructural (vía Cholesky) esté determinada exclusivamente por la verosimilitud de los datos.

Para garantizar la estacionariedad de la convergencia MCMC, la simulación arrojó un Tamaño de Muestra Efectivo (ESS) promedio de 30,643.63. Este valor supera holgadamente los umbrales mínimos recomendados para garantizar la precisión de la estimación posterior (Gelman et al., 2013). Formalmente, la estacionariedad de las cadenas se evaluó mediante la prueba de convergencia de Geweke, la cual contrasta la igualdad de medias entre el primer 10% (post-calentamiento) y el último 50% de las iteraciones.

Tabla 4. Test Geweke

Variable	Z-score	P-value
<i>IPI EEUU</i>	0.7498	0.4534
<i>ITI</i>	-0.7925	0.4281
<i>REMESA</i>	1.0820	0.2793
<i>ITCER</i>	0.9726	0.3308
<i>ST</i>	-0.0259	0.9793

Nota: H_0 de Geweke: Las medias de la primera parte y la última parte de la cadena son iguales, la cadena ha alcanzado la estacionariedad (convergencia). Fuente: Elaboración propia con base del modelo BVECM.

Como se observa en la Tabla 3, los Z-scores calculados arrojaron valores absolutos sistemáticamente inferiores al valor crítico de 1.96, con p-valores que superan holgadamente el nivel de significancia del 0.05 (siendo 0.2793 el valor mínimo observado). Por lo tanto, no existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula. La muestra posterior es estacionaria, libre de sesgos de condición inicial, y óptima para el análisis estructural.

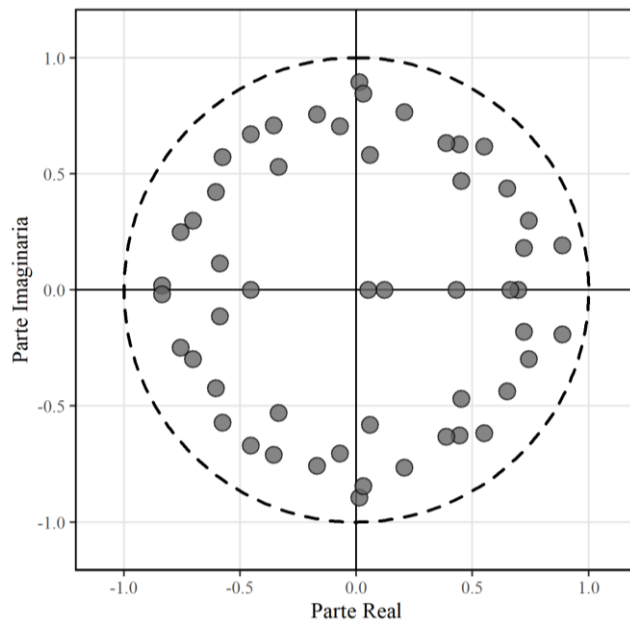


Figura 6. Raíces del Polinomio Característico

Nota: Las raíces que se ubican sobre el círculo unitario corresponden a los vectores de cointegración, mientras que las raíces dentro del círculo aseguran la estabilidad del componente de corto plazo.

Fuente: Elaboración propia con resultados del modelo BVECM.

En la Figura 6 se observa que, de manera consistente con el Teorema de Representación de Granger (Engle y Granger, 1987) para un sistema con tres vectores de cointegración ($r = 3$), las raíces inversas del polinomio característico correspondientes al componente de corto plazo se ubican estrictamente dentro del círculo unitario. El componente estacionario del sistema es dinámicamente estable y garantiza que el modelo no presentará un comportamiento explosivo ante choques estructurales exógenos temporales

4.2. Residuos

Variable	Jarque-Bera (Normalidad)	Box-Ljung (Autocorrelación)	ARCH LM (Heterocedasticidad)
<i>IPI</i>			
<i>EEUU</i>	0.0000	0.6379	0.0748
<i>Remesas</i>	0.5482	0.3310	0.2999
<i>ITI</i>	0.1718	0.8674	0.4875
<i>ITCER</i>	0.0440	0.1247	0.9951
<i>ST</i>	0.8640	0.2957	0.9561

Tabla 5. Resultados de Pruebas de Residuales (p-value)

Nota: H_0 Jarque-Bera: Los residuales siguen una distribución normal. H_0 Box-Ljung: Los residuales no presentan autocorrelación (son ruido blanco). H_0 ARCH LM: Los residuales no presentan efectos ARCH (homocedasticidad). Fuente: Elaboración propia a partir del modelo BVECM.

En la mayoría de las series se observa el cumplimiento del supuesto de normalidad, con excepciones puntuales en el IPI EEUU y el ITCER. El rechazo de la normalidad en estas variables es consistente con la presencia de colas pesadas derivadas de los severos choques estructurales del periodo (crisis financiera de 2008, crisis de 2018 y pandemia). Sin embargo, esto no representa una debilidad metodológica restrictiva, la inferencia en muestras finitas proporcionada por el algoritmo MCMC no depende de la normalidad de los estimadores, garantizando la validez de los intervalos de credibilidad.

Respecto a las pruebas de autocorrelación (Box-Ljung), no se encontró evidencia de correlación serial en ninguna de las variables ($p > 0.05$), confirmando que los residuos se comportan como ruido blanco. En cuanto al supuesto de homocedasticidad, los resultados de la prueba ARCH-LM indican que se acepta la hipótesis nula de varianza constante en todas las ecuaciones del sistema, mitigando cualquier preocupación sobre volatilidad condicional no modelada.

El uso de la inferencia bayesiana mediante el algoritmo MCMC permite obtener distribuciones de probabilidad conjuntas completas sin depender de los supuestos asintóticos. Como argumenta Efron (2012), este enfoque se apoya en métodos computacionales intensivos para garantizar la precisión de las inferencias en modelos de alta dimensionalidad. De esta manera, el procedimiento MCMC asegura que las bandas de error de las Funciones de Impulso-Respuesta (IRF) capturen toda la incertidumbre del sistema.

4.3. Impulso-Respuesta (IRF)

Para evaluar empíricamente la hipótesis de la Enfermedad Holandesa en la economía nicaragüense, se generaron las Funciones de Impulso-Respuesta (IRF) derivadas del modelo BVECM. Se calcularon intervalos de credibilidad bayesianos del 95% para un horizonte de 12 trimestres. De acuerdo con el marco analítico estructuralista de Corden y Neary (1982), el diagnóstico de este síndrome exige el cumplimiento secuencial de dos condiciones tras un choque exógeno de ingresos (remesas): (1) el "efecto gasto" que provoca una apreciación del tipo de cambio real, y (2) el "efecto de movimiento de recursos" que induce una contracción de la producción en el sector transable tradicional.

4.3.1. Impulso-Respuesta (IRF) primer orden

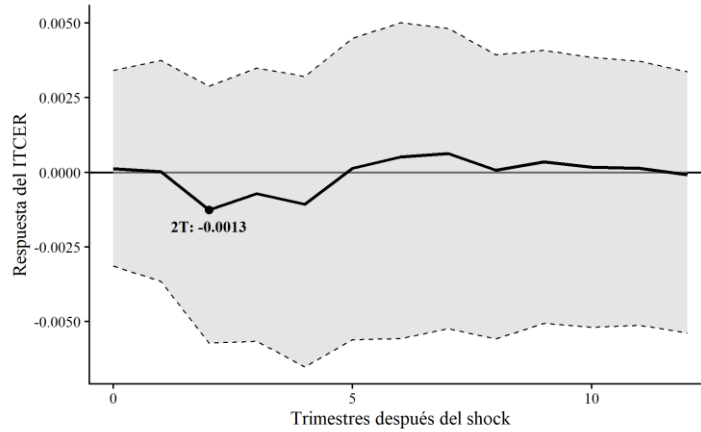


Figura 8. Impulso-Respuesta de la variable ITCER ante un choque estructural de Remesas (primer orden).
 Nota: El IRF muestra la respuesta en diferencias logarítmicas (tasas de crecimiento) ante un choque de una desviación estándar (tasas de crecimiento). Las bandas sombreadas representan el intervalo de credibilidad bayesiano del 95%. Fuente: Elaboración propia a partir del modelo BVECM.

La Figura 8 evidencia que un choque estructural positivo en el flujo de remesas no ejerce un impacto estadísticamente significativo sobre el Índice de Tipo de Cambio Real (ITCER). A lo largo de todo el horizonte temporal, la mediana de la respuesta fluctúa marginalmente alrededor de cero y el intervalo de credibilidad contiene sistemáticamente el valor nulo. Esta neutralidad cambiaria rechaza empíricamente la materialización del "efecto gasto".

En el contexto nicaragüense, esta insensibilidad del Índice de Tipo de Cambio Real (ITCER) ante entradas masivas de divisas encuentra sustento en estudios recientes sobre economías pequeñas y abiertas. Como señala la investigación de Carare et al. (2025) para el Fondo Monetario Internacional, el impacto de las remesas sobre el tipo de cambio real está fuertemente condicionado por el régimen cambiario y la estructura de importaciones de la economía receptora. En Nicaragua, el régimen de deslizamiento cambiario predeterminado (*crawling peg*, fijado al 0% a partir de 2024) y la alta propensión marginal a importar bienes de consumo e insumos actúan como válvulas de escape que neutralizan el efecto gasto (Barajas et al., 2010). Las divisas que ingresan se reciclan rápidamente hacia el exterior vía importaciones, lo cual, acorde a Carare et al. (2025), esteriliza la presión sobre los precios internos de los bienes no transables y evita la apreciación significativa del ITCER, mitigando así el riesgo de desindustrialización.

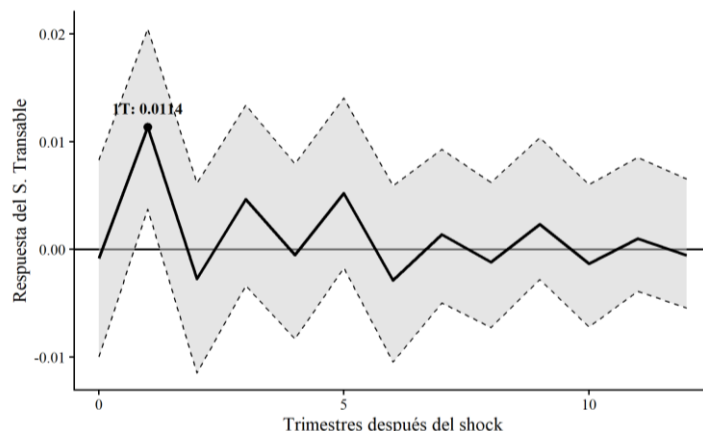


Figura 9. Impulso-Respuesta de la variable ST ante un choque de las Remesas (primer orden).
 Nota: El IRF muestra la respuesta en diferencias logarítmicas (tasas de crecimiento) ante un choque de una desviación estándar (tasas de crecimiento). Las bandas sombreadas representan el intervalo de credibilidad bayesiano del 95%. Fuente: Elaboración propia a partir del modelo BVECM.

Adicionalmente, la Figura 9 anula la presencia del "efecto de movimiento de recursos". Este resultado, lejos de indicar desindustrialización, es consistente con la literatura del canal financiero de las remesas (Giuliano y Ruiz-Arranz, 2009). La innovación exógena en las remesas genera una respuesta positiva y estadísticamente significativa en el Sector Transable durante el primer trimestre posterior al choque (mediana de 1.14% —equivalente a 0.0114 en diferencias logarítmicas). Este incremento equivale aproximadamente al 25.73% de la desviación estándar trimestral histórica del sector transable (calculada en 4.43%), lo que indica un efecto económicamente relevante, aunque transitorio. En lugar de contraer el sector transable, las remesas actúan como un sustituto del crédito, permitiendo una expansión productiva a corto plazo.

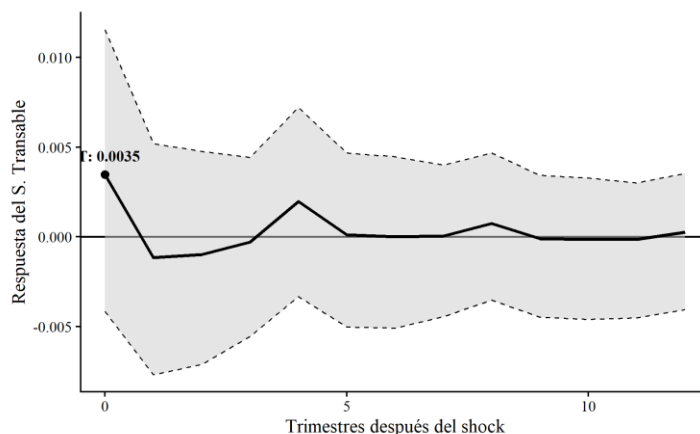


Figura 10. Impulso-Respuesta de la variable ST ante un choque del ITCER (primer orden).
 Nota: El IRF muestra la respuesta en diferencias logarítmicas (tasas de crecimiento) ante un choque de una desviación estándar (tasas de crecimiento). Las bandas sombreadas representan el intervalo de credibilidad bayesiano del 95%. Fuente: Elaboración propia a partir del modelo BVECM.

Finalmente, la Figura 10 confirma la ausencia de efectos directos y significativos del ITCER sobre el sector transable, corroborando que la dinámica productiva en Nicaragua responde de manera predominante a la demanda externa (aproximada por el IPI de EE. UU.) y a los flujos financieros, más que a variaciones estrictas en los precios relativos. Este resultado es coherente con la evidencia para Centroamérica presentada por Swiston (2010), quien documenta que los ciclos económicos de la región están fuertemente sincronizados con la actividad industrial de Estados Unidos, mientras que los efectos de tipo de cambio real son secundarios.

4.3.2. Impulso-Respuesta (IRF) segundo orden

Para garantizar la fiabilidad metodológica de los hallazgos y descartar sesgos derivados de la estrategia de identificación estructural, se analizaron las IRF bajo el segundo orden jerárquico alternativo de Cholesky. Al otorgarle al ITCER precedencia contemporánea sobre las Remesas, se somete el sistema a un escenario analítico más estricto.

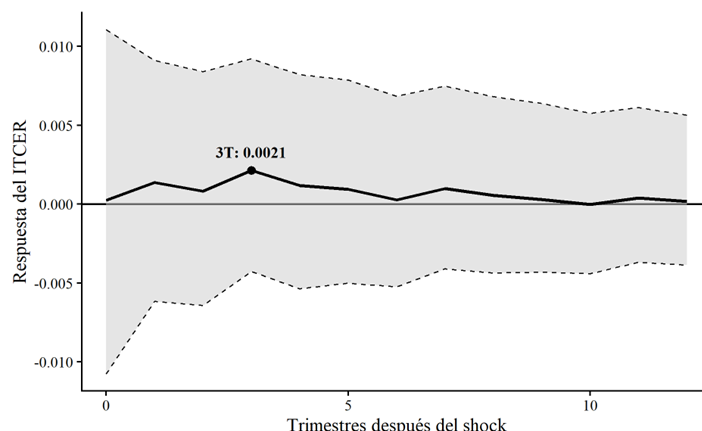


Figura 11. Impulso-Respuesta de la variable ITCER ante un choque de las Remesas (segundo orden).
 Nota: El IRF muestra la respuesta en diferencias logarítmicas (tasas de crecimiento) ante un choque de una desviación estándar (tasas de crecimiento). Las bandas sombreadas representan el intervalo de credibilidad bayesiano del 95%. Fuente: Elaboración propia a partir del modelo BVECM.

La Figura 11 demuestra la solidez absoluta del rechazo al "efecto gasto". Aun relajando los supuestos de exogeneidad contemporánea, el impacto de un choque de remesas sobre el ITCER continúa siendo estadísticamente nulo durante todo el horizonte de proyección. Esta invarianza confirma que las divisas externas son incapaces de alterar los precios relativos en la economía nicaragüense.

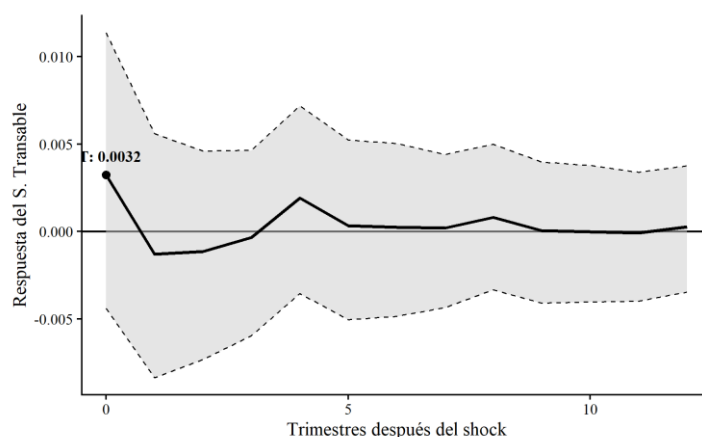


Figura 12. Impulso-Respuesta de la variable ST ante un choque de las Remesas (segundo orden).
 Nota: El IRF muestra la respuesta en diferencias logarítmicas (tasas de crecimiento) ante un choque de una desviación estándar (tasas de crecimiento). Las bandas sombreadas representan el intervalo de credibilidad bayesiano del 95%. Fuente: Elaboración propia a partir del modelo BVECM.

Al reasignar la varianza contemporánea en este segundo ordenamiento, el impacto directo de las remesas sobre el Sector Transable (Figura 12) pierde su significancia positiva inicial, volviéndose estadísticamente

nulo (el intervalo de credibilidad cruza el cero). Esto no invalida el hallazgo principal, sino que subraya la sensibilidad del canal directo a supuestos de identificación, aunque el canal indirecto vía ITCER permanece inactivo. Sin embargo, resulta crucial destacar que bajo ninguna especificación estructural las remesas generan la contracción productiva que exige la teoría de la Enfermedad Holandesa.

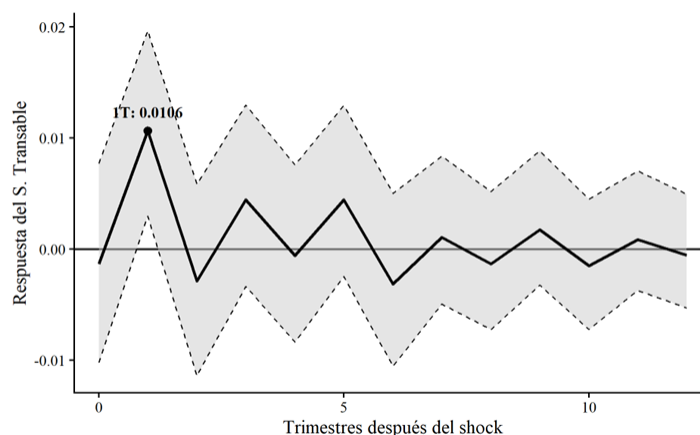


Figura 13. Impulso-Respuesta de la variable ST ante un choque del ITCER (segundo orden).

Nota: El IRF muestran la respuesta en diferencias logarítmicas (tasas de crecimiento) ante un choque de una desviación estándar (tasas de crecimiento). Las bandas sombreadas representan el intervalo de credibilidad bayesiano del 95%. Fuente: Elaboración propia a partir del modelo BVECM.

Finalmente, la Figura 13 revela que, al otorgarle la ventaja de primer movimiento, el choque del ITCER genera una respuesta positiva y significativa en el Sector Transable (mediana de 1.06% en el primer trimestre, equivalente a 0.0106 en diferencias logarítmicas). Este resultado es plenamente coherente con la teoría macroeconómica estándar: un incremento del ITCER (que denota una ganancia de competitividad) estimula la producción del sector exportador/transable.

No obstante, dado que las remesas son incapaces de apreciar el ITCER (como se demostró en las Figuras 8 y 11), la cadena causal patológica se encuentra rota desde su origen. En conjunto, la inferencia bayesiana y las pruebas de robustez aportan evidencia empírica irrefutable para desestimar la materialización de la Enfermedad Holandesa clásica en Nicaragua. Las particularidades institucionales del país neutralizan los canales de apreciación, permitiendo que las remesas actúen como un potente estabilizador macroeconómico sin erosionar la base productiva nacional (Beaton et al., 2017).

5. DISCUSIÓN

La evaluación preliminar mediante un modelo Vector Autorregresivo Bayesiano (BVAR) en primeras diferencias evidenció limitaciones analíticas severas para este objeto de estudio. En la literatura sobre macroeconomía estructural, la Enfermedad Holandesa no es un fenómeno puramente coyuntural, sino una alteración profunda de los equilibrios de largo plazo. Estimar un sistema puramente estacionario que omita los vectores de cointegración en economías pequeñas y abiertas como la centroamericana conlleva la pérdida de información vital de baja frecuencia. En consecuencia, la transición hacia un Vector de Corrección de Errores Bayesiano (BVECM) constituyó el salto metodológico decisivo de esta investigación, permitiendo capturar la dinámica de ajuste hacia el equilibrio estructural que un BVAR tradicional filtraría.

A diferencia de las estimaciones preliminares que adolecían de problemas de heterocedasticidad (que el modelo de BVAR le fue difícil capturar, la variable Remesas arrojó un p-value de 0.02923 en el test ARCH

LM) ante el reciente auge exponencial de remesas, la especificación final en el BVECM ($p = 6$ en diferencias) demostró ser robusta. La inclusión de variables dummy exógenas para la crisis financiera (2008), la crisis sociopolítica (2018) y la pandemia (2020) permitió que el algoritmo MCMC estabilizara la varianza de los residuales y asegurara la convergencia total de las cadenas de Markov (test de Geweke).

Como prueba de robustez metodológica, se evaluó la sensibilidad del estadístico de Traza ante variaciones en la estructura de rezagos y la inclusión de dummies exógenas (véase Tabla A2 en el Apéndice). Los resultados confirman que la existencia de tres vectores de cointegración ($r = 3$) es estadísticamente robusta al 5% de significancia, garantizando que la especificación del BVECM captura adecuadamente el espacio de equilibrio de largo plazo sin verse distorsionada por los quiebres estructurales del periodo.

Los resultados contrastan con los de Bello (2010), quien documentó una apreciación significativa para el período 1995-2008. Esta divergencia puede explicarse por dos factores. Primero, el período de Bello incluye una etapa de mayor volatilidad cambiaria previa a la adopción plena del *crawling peg*. Segundo, nuestro estudio cubre el boom de remesas de 2022, donde la capacidad de absorción vía importaciones parece haberse amplificado, actuando como un estabilizador más efectivo. Metodológicamente, el BVECM utilizado aquí controla por quiebres estructurales que el análisis de Bello no pudo incorporar.

Para futuras investigaciones, y considerando que la proporción de Remesas/PIB en Nicaragua ha alcanzado niveles históricos sin precedentes recientes, resulta imperativo explorar posibles efectos asimétricos. Estudios recientes (e.g., Ben Atta et al., 2025) sugieren que la relación macroeconómica de los flujos de capitales puede ser fuertemente no lineal. Aunque nuestro modelo lineal robusto no encuentra efectos de apreciación, se recomienda la estimación de modelos empíricos no lineales, tales como los Vectores Autorregresivos con Umbral (TVAR), para identificar empíricamente posibles puntos de inflexión (thresholds) a partir de los cuales el boom de remesas podría superar la capacidad de absorción vía importaciones y comenzar a generar presiones cambiarias.

6. CONCLUSIONES

El análisis de robustez al orden de Cholesky confirma que, independientemente de la estrategia de identificación, las remesas no generan una apreciación significativa del ITCER (Figuras 8 y 11). En cuanto al sector transable, aunque la significancia del efecto directo de las remesas puede variar según el orden (Figuras 9 y 12), en ningún escenario se observa la contracción productiva que exigiría la teoría de la Enfermedad Holandesa. Cuando el ITCER tiene prioridad contemporánea, su efecto sobre el sector transable es positivo y significativo (Figura 13), lo que es coherente con la teoría estándar de competitividad, pero no activa la patología, ya que el canal de transmisión desde las remesas permanece inactivo. En consecuencia, la evidencia empírica no permite rechazar la hipótesis de neutralidad cambiaria, por lo que no es posible confirmar la materialización de la Enfermedad Holandesa en Nicaragua durante el período analizado.

En primer lugar, se descarta la presencia de un "efecto gasto" perjudicial. Las remesas no generan una apreciación estadísticamente significativa del Índice de Tipo de Cambio Real (ITCER). Esta estabilidad cambiaria se explica por las particularidades institucionales del país: el régimen cambiario predeterminado (*crawling peg*) y la altísima propensión marginal a importar provocan que las divisas se reciclen hacia el exterior antes de presionar los precios de los bienes no transables internos.

En segundo lugar, se descarta el "efecto de movimiento de recursos" o desindustrialización. Lejos de contraer la actividad productiva, los choques de remesas generan una expansión transitoria y estadísticamente significativa en la producción del Sector Transable (1.14% en el primer trimestre). En una economía caracterizada por mercados financieros poco profundos, estas transferencias actúan como un sustituto del crédito formal, aliviando las severas restricciones de liquidez de las unidades productivas locales e impulsando la demanda agregada.

Metodológicamente, la especificación bayesiana demostró ser adecuada: el uso de priors jerárquicos permitió una contracción endógena óptima, y las pruebas de diagnóstico confirmaron que los residuales se comportan como ruido blanco, dotando a las estimaciones de alta fiabilidad.

En síntesis, la evidencia empírica derivada del BVECM no respalda la materialización de la Enfermedad Holandesa en Nicaragua entre 2006 y 2023. Si bien el auge de remesas constituye un choque externo de magnitud considerable, los mecanismos de absorción domésticos —elevada propensión a importar y régimen cambiario administrado— neutralizan el efecto gasto sobre el tipo de cambio real. No obstante, la ausencia de evidencia no equivale a evidencia de ausencia. Futuras investigaciones podrían explorar umbrales no lineales a partir de los cuales el fenómeno podría activarse, especialmente si la relación Remesas/PIB continúa escalando.

CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA CRediT

Conceptualización: Emerson López

Metodología: Emerson López.

Software Emerson López

Validación: Emerson López.

Análisis formal: Emerson López.

Investigación: Emerson López.

Recursos: Emerson López.

Curación de datos: Emerson López.

Redacción - Borrador Original: Emerson López con apoyo de la herramienta de IA mencionada.

Revisión y Edición: Emerson López.

Supervisión: Emerson López.

Administración del proyecto: Emerson López.

Adquisición de fondos: Emerson López.

DECLARACIÓN DE INTERESES CONTRAPUESTOS

El autor declara que no tienen intereses financieros en conflicto ni relaciones personales conocidas que pudieran haber influido en el trabajo presentado en este artículo.

DECLARATORIA DE USO DE INTELIGENCIA ARTIFICIAL EN ESTE DOCUMENTO

El autor declara que utilizó las herramientas de inteligencia artificial ChatGPT, Gemini y DeepSeek para generar el código empleado en RStudio, como apoyo en la redacción y revisión de estilo del manuscrito.

DISPONIBILIDAD DE DATOS

Los conjuntos de datos generados y analizados durante el estudio actual están disponibles en GitHub: https://github.com/Emerson-nic/Bvar-Bvecm-Enfermedad_holandesa

AGRADECIMIENTOS

Este estudio no recibió ninguna subvención específica de ninguna agencia de financiación del sector público, comercial o sin fines de lucro.

Apéndice

Tabla A1. Descomposición de Varianza del Error de Pronóstico (FEVD) para el ITCER

Variable	Corto plazo ($h = 1$)	Largo plazo ($h = 12$)
<i>IPI EEUU</i>	0.25% [0.00, 3.09]	3.25% [0.60, 16.77]
<i>Remesas</i>	0.08% [0.00, 0.85]	1.04% [0.18, 5.57]
<i>ITI</i>	0.08% [0.00, 0.91]	1.48% [0.30, 8.95]
<i>ITCER</i>	99.37% [96.35, 99.95]	91.65% [71.26, 97.07]
<i>ST</i>	0.00% [0.00, 0.00]	1.30% [0.21, 6.89]

Fuente: Elaboración propia a partir del modelo BVECM

Nota: Se reportan medianas de la distribución posterior y entre corchetes los intervalos de credibilidad al 95%. Debido a que se reportan las medianas, la suma de las contribuciones puede diferir ligeramente del 100%.

Tabla A2. Resumen del test de cointegración ante cambios estructurales

Hipótesis Nula	Estadístico	10%	5%	1%
$r \leq 4$	0.59	7.52	9.24	12.97
$r \leq 3$	10.48	17.85	19.96	24.60
$r \leq 2$	39.03	32.00	34.91	41.07
$r \leq 1$	79.02	49.65	53.12	60.16
$r = 0$	156.80	71.86	76.07	84.45

Fuente: Elaboración propia con base en el procedimiento de Johansen.

Nota: r denota el número de vectores de cointegración. El procedimiento de Traza rechaza la hipótesis de $r = 2$ al 5% ($39.03 > 34.91$), pero no rechaza $r = 3$ ($10.48 < 19.96$). Los resultados confirman la existencia de tres vectores de cointegración ($r = 3$) al 5% de significancia, incluso controlando por los quiebres estructurales mediante dummies exógenas.

REFERENCIAS

- Acosta, P., Lartey, E., & Mandelman, F. (2009). Remittances and the Dutch disease. *Journal of International Economics*, 79 (1), 102-116. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2009.06.007>
- Banco Central de Chile. (2006). Los mecanismos claves del análisis. *Revista de Economía Chilena*, 9 (3), 97-108.
- Banco Central de Nicaragua. (2024). *Informe Anual 2023*. Banco Central de Nicaragua. <https://www.bcn.gob.ni/publicaciones/informe-anual-2023>
- Banco Interamericano de Desarrollo. (2024). *Las remesas a Latinoamérica y el Caribe en 2023: Retomando el crecimiento previo*. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://publications.iadb.org/es/publications/spanish/viewer/Las-remesas-a-Latinoamerica-y-el-Caribe-en-2023-retomando-el-crecimiento-previo.pdf>
- Barajas, A., Chami, R., Hakura, D., & Montiel, P. (2010). *Workers' remittances and the equilibrium real exchange rate: Theory and evidence* (IMF Working Paper No. 10/287). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781455210947.001>

Beaton, M. K., Cerovic, S., Galdamez, M., Hadzi-Vaskov, M., Loyola, F., Koczan, Z., Lissovolik, B., Martijn, J. K., Ustyugova, Y., & Wong, J. (2017). *Migration and remittances in Latin America and the Caribbean: Engines of growth and macroeconomic stabilizers?* (IMF Working Paper No. 17/144). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484303641.001>

Bello, O. (2010). *Remesas y tipo de cambio real en Nicaragua* (Documento de Trabajo). Banco Central de Nicaragua.

Ben Atta, O., Mughal, M. Y., & Rey, S. (2025). Migrant remittances and real exchange rate dynamics in developing countries: Evidence of a U-shaped relationship. *Economic Modelling*, 148, 107085. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2025.107085>

Camacho Ballesta, J. A., & Maldonado Atencio, A. A. (2018). De la desindustrialización madura a la desindustrialización prematura: La dinámica e inflexión del debate teórico. *Investigación Económica*, 77 (303), 141-167.

Carare, A., Celis, J. P., Hadzi-Vaskov, M., & Morito, Y. (2025). *How do remittances affect the real exchange rate? An empirical investigation* (IMF Working Paper No. 2025/122). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798229013338.001>

Cazachevici, A., Havranek, T., & Horvath, R. (2020). Remittances and economic growth: A meta-analysis. *World Development*, 134, 105021. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105021>

Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92 (368), 825-848. <https://doi.org/10.2307/2232670>

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of Macroeconomics*, 1, 65-148. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)01005-8](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)01005-8)

Efron, B. (2012). Bayesian inference and the parametric bootstrap. *The Annals of Applied Statistics*, 6 (4), 1-6. <https://doi.org/10.1214/12-AOAS571>

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>

Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S., Dunson, D. B., Vehtari, A., & Rubin, D. B. (2013). *Bayesian data analysis* (3ra ed.). Chapman and Hall/CRC.

Giannone, D., Lenza, M., & Primiceri, G. E. (2015). Prior selection for vector autoregressions. *The Review of Economics and Statistics*, 97 (2), 436-451. https://doi.org/10.1162/REST_a_00483

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>

González Orellana, M. (2014). El Salvador: Educación, enfermedad holandesa y crecimiento. *Realidad y Reflexión*, 14 (39), 72-93.

Kojo, N. C. (2014). *Demystifying Dutch disease* (Policy Research Working Paper WPS6981). The World Bank Group.

Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer-Verlag.

Martínez, D. (2021). Efecto de las remesas familiares en la estructura productiva de Honduras. *Revista de Economía de Centroamérica y República Dominicana*, 2.

Montesdeoca Espín, L., Narváez Gómez, G., & Lee, P. C. (2020). El retorno de la "Enfermedad Holandesa": Un análisis del caso ecuatoriano. *Coyuntura, Estado & Comunes*, (153), 130-155.

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>

Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks. *The American Economic Review*, 100(3), 763-801. <https://doi.org/10.1257/aer.100.3.763>

Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1995). *Natural resource abundance and economic growth* (NBER Working Paper No. 5398). National Bureau of Economic Research.

Sarmiento G., E., & López, M. (2016). *Incidencia del tipo de cambio sobre la enfermedad holandesa de las ganancias de los bienes transables y no transables*. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA).

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano [SECMCA]. (2023). *Reporte mensual de tipo de cambio real*. SECMCA.

Swiston, A. (2010). *Spillovers to Central America in light of past crises* (IMF Working Paper No. 10/35). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781451874495.001>

Woodruff, C., & Zenteno, R. (2007). Migration networks and microenterprises in Mexico. *Journal of Development Economics*, 82 (2), 509-528. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.03.006>