

Lic. en Economía – Facultad de Ciencias Económicas - UNC

Trabajo Final

Expansión fiscal, capitales financieros y enfermedad holandesa: evidencia para Argentina

Autor: Joaquín Aguirre

Tutor: Mgtr. Sergio Martín Buzzi

Diciembre 2023





Expansión fiscal, capitales financieros y enfermedad holandesa: evidencia para
Argentina by Joaquín Aguirre is licensed under [CC BY 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

Resumen

Aunque la enfermedad holandesa suele asociarse con un aumento en el precio de las materias primas, también ha sido vinculado con otros sucesos que desplazan la demanda interna, como una expansión fiscal o una entrada masiva de capitales financieros. Estos dos fenómenos se han corroborado en los últimos años en Argentina, por lo que se intenta encontrar evidencia de enfermedad holandesa para el período 2004-2019 como consecuencia de ambos tipos de shocks, mediante un Modelo de Corrección del Vector de Error (VECM) y las respectivas Funciones de Impulso Respuesta (FIR). Los resultados indican que tanto un incremento del gasto público como una entrada abrupta de capitales financieros efectivamente aprecian el tipo de cambio real, pero no se puede concluir que exista evidencia de enfermedad holandesa para el período bajo análisis, dado que el Valor Agregado Bruto de la industria manufacturera no responde significativamente a cambios en el Tipo de Cambio Real, sino más bien a políticas fiscales y regulatorias de carácter proteccionista y a la disponibilidad fluctuante de divisas para importación.

Contenido

1. Introducción	5
2. Enfermedad Holandesa	8
3. Metodología	10
Pruebas de raíz unitaria	13
Prueba de cointegración de Johansen	15
Diagnóstico de residuos.....	16
4. Término de Corrección del Error y Prueba de Exogeneidad Débil	18
5. Funciones Impulso Respuesta.....	19
Enfermedad holandesa Fiscal.....	20
Enfermedad holandesa Financiera.....	22
6. Conclusiones	23
7. Referencias.....	25
8. Anexo.....	28

Índice de Tablas

Tabla 1. Detalle de las variables del modelo.....	14
Tabla 2. Test de Dickey-Fuller Aumentado	15
Tabla 3. Test de Cointegración de Johansen	16
Tabla 4. Resumen de pruebas de diagnóstico de residuos	17
Tabla 5. Test de normalidad de Jarque-Bera.....	17
Tabla 6. Parámetros del ECT	18

Índice de Figuras

Ilustración 1. Gastos Primarios Totales sin rentas, deflactado y desestacionalizado.....	6
Ilustración 2. Balance cambiario de la Cuenta Financiera	7
Ilustración 3. Metodología de estimación de un VECM de Engle-Granger	13
Ilustración 4. Función Impulso Respuesta con Gasto Público como variable impulso	21
Ilustración 5. Función Impulso Respuesta con entrada de capitales financieros como variable impulso	22

1. Introducción

En Yorio Vergara, Quinteros Señisman y López Avilés (2022) se define la enfermedad holandesa como un fenómeno económico en el cual un aumento en los precios de las materias primas genera, a través de la apreciación del tipo de cambio real, pérdidas de competitividad y, de esta forma, caídas en el producto del sector manufacturero doméstico, en contraste con los sectores no transables (servicios) y los sectores productores de materias primas, donde el producto crece.

Aun así, como se expresa en Capello y Figueras (2019), posteriormente se ha comenzado a asociar este fenómeno con otro tipo de sucesos, en los cuales alguna fuerza exógena causa un fuerte desplazamiento en la demanda interna. Por ejemplo, pueden observarse indicios de enfermedad holandesa en países que reciben cuantiosas entradas de capitales desde el exterior (especialmente financieros) o ayuda externa. En estos casos, la apreciación cambiaria real que tiende a producirse por el exceso de demanda agregada puede terminar dañando la producción de bienes transables manufacturados.

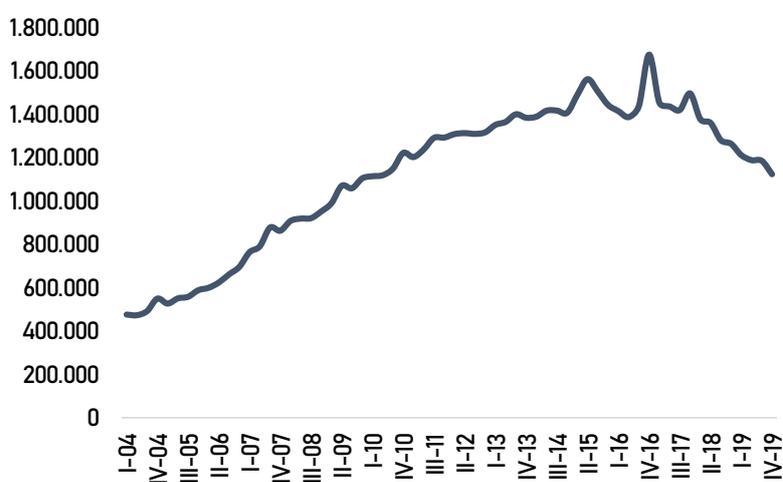
La idea de que la entrada de capitales puede reforzar una apreciación cambiaria es tratada en Goda y García (2015). En aquel trabajo se hace referencia a una serie de estudios que se han enfocado en determinar los efectos de los flujos de capital sobre el TCR, sin encontrarse en los mismos un patrón definido. También mencionan un segundo grupo que pretende establecer si los flujos de capital pueden provocar un fenómeno de enfermedad holandesa. Rajan y Subramanian (2011), en el caso de los flujos de ayuda, y Lartey, Mandelman y Acosta (2012), en el caso de los flujos de remesas, encuentran que efectivamente estos pueden generar un proceso de apreciación del TCR, un deterioro de la industria y un aumento del sector no transable. Por su parte, Goda y García, en el artículo ya citado, expanden la literatura sobre la relación entre flujos de capital, explotación de recursos naturales y desindustrialización, a partir del análisis del caso colombiano. Lo novedoso de su estudio es que consideran, además de la Inversión Extranjera Directa (IED), los efectos de

otros flujos de capital (inversión extranjera de portafolio y flujos bancarios), que no han sido incluidos en trabajos previos.

Por otra parte, Larraín y Sachs (2002) dan a entender que también es probable que una expansión fiscal interna tenga los mismos efectos sobre la producción que un *boom* de recursos. Un mayor gasto fiscal que no se compensa con una declinación del gasto privado puede llevar a un desplazamiento global de la demanda hacia los bienes no transables.

Llevando estas ideas a la práctica, en Figueras et al. (2021) se diferencia entre una Enfermedad Holandesa “natural” o genuina (por explotación de recursos) y una Enfermedad Holandesa “artificial”, pudiéndose distinguir dos casos, la Enfermedad Holandesa “Financiera” (por ingreso de capitales financieros con obligación de restitución) y la Enfermedad Holandesa “Fiscal” (por la dádiva de la coparticipación o las donaciones de capital).

Ilustración 1. Gastos Primarios Totales sin rentas, deflactado y desestacionalizado
I trim. 04 al IV trim. 2019 – En millones de pesos



Fuente: Elaboración propia en base al Ministerio de Economía

En los últimos años en Argentina se han sucedido períodos caracterizados tanto por una importante expansión fiscal, como por fuertes entradas de capitales financieros. En primer lugar, el incremento abrupto y sostenido del gasto público ha sido un aspecto diferencial de los gobiernos de Néstor Kirchner (2003-2007) y Cristina Fernández de Kirchner (2007-2015). Por ejemplo, se puede

apreciar en la ilustración 1 que el total de los gastos primarios (desestacionalizado con Censu-X11) sufrió un aumento evidente en términos reales entre 2004 y 2015, mientras que entre 2016 y 2018 su evolución fue más irregular, para a partir de allí mostrar una clara tendencia decreciente. Por su parte, la cuantiosa entrada de capitales financieros ha sido más característica del gobierno de Mauricio Macri (2015-2019). Si se observa la evolución del balance cambiario de la Cuenta Financiera de la Balanza de Pagos en la ilustración número 2, es notoria la entrada de divisas por este concepto entre 2015 y 2018. Entre los factores que explican este fenómeno se encuentran el arreglo con los *holdouts*, que permitió el reingreso a los mercados financieros internacionales (tanto para el gobierno, que prefirió financiar su déficit fiscal con deuda en lugar de emisión monetaria, como para las empresas) y el blanqueo de capitales (Gay, 2019).

Ilustración 2. Balance cambiario de la Cuenta Financiera
I trim. 04 al IV trim. 2019 – En millones de dólares



Fuente: Elaboración propia en base a la Gerencia de Estadísticas del Sector Externo (BCRA)

La reversión en el flujo de capitales que se observa en los años 2018 y 2019 no sorprende si se considera que mucho de los capitales que ingresaron en años previos fueron de corto plazo (inversión de cartera o portafolio). Ante la subida de tasas de interés por parte de la Reserva Federal y la desconfianza reinante ante la incapacidad del gobierno para cerrar el déficit, estos capitales rápidamente se relocalizaron en mercados menos riesgosos.

El objetivo de este trabajo es determinar si efectivamente es posible hallar evidencia de enfermedad holandesa en Argentina para el período 2004-2019, como consecuencia del incremento en el gasto público (una adaptación de la Enfermedad Holandesa Fiscal de Figueras et al., 2021) y de la entrada de capitales financieros (Enfermedad Holandesa Financiera).

En la sección 2 se trata el fenómeno de la enfermedad holandesa desde un punto de vista teórico y se hace mención a trabajos que apuntan a identificar su existencia mediante la estimación de modelos VECM. A continuación, en la sección 3 se describe la metodología econométrica para luego pasar a desarrollar los resultados empíricos. En la cuarta sección hace hincapié en el Término de Corrección del Error (ECT). La sección 5 lidia con las Funciones de Impulso Respuesta para los dos impulsos considerados (gasto público y entrada de capitales financieros). Finalmente, la sección 6 concluye el presente trabajo.

2. Enfermedad Holandesa

El origen del nombre se remonta a los años sesenta, período en el cual los Países Bajos experimentó importantes desplazamientos en la producción interna después del descubrimiento de depósitos sustanciales de gas natural (Yacimiento de gas de Groninga). Con el *boom* de exportaciones de este recurso natural, el florín se apreció en términos reales, reduciéndose de este modo la rentabilidad de otras exportaciones, especialmente las manufactureras (Larraín y Sachs, 2002).

En cuanto a la dinámica y efectos de la Enfermedad Holandesa, la literatura suele utilizar un modelo de 3 sectores popularizado por Corden y Neary (1982). El mismo consta de una economía con 3 sectores: el sector líder, también llamado en auge o *boom* (B), que suele ser el productor de materias primas y debe representar gran parte de las exportaciones del país, el sector de transables rezagados (T) que se compone por aquellos sectores exportadores no sujetos al auge, y suele tratarse de bienes manufacturados, y el sector de servicios y bienes no transables (N), que forma sus precios en el mercado local.

Siguiendo a Desfrancois (2019), los dos tipos de efectos o canales de transmisión provocados por la bonanza de un recurso natural son el efecto reasignación de recursos y el efecto gasto. El primero explica los cambios en la asignación de factores productivos. El sector en auge genera un aumento en la demanda de factores tales como el capital humano. Así se desata un movimiento de mano de obra desde los transables no sujetos al *boom* hacia el sector líder (de T a B), lo que deriva en una reducción en el producto de los transables rezagados. El mismo desplazamiento de recursos se da desde los no transables hacia el sector en auge (de N a B), que implica una disminución en su oferta y, por ende, un exceso de demanda que conduce a un aumento en su precio. A su vez, pero en menor escala, se evidencian movimientos de factores de T a N. Este aumento relativo en los precios de los bienes y servicios de N respecto a T equivale a una apreciación cambiaria (siguiendo la definición *a la australiana* del TCR, P_T/P_{NT}).

Por otro lado, el efecto gasto supone que los ingresos provenientes de las exportaciones en auge se canalizarán hacia la demanda local. Cuando el tipo de cambio es fijo se incrementa la masa monetaria mediante el ingreso de divisas que luego se convierten en moneda local, lo que genera un aumento de la demanda agregada y un incremento en los precios internos que deriva en apreciación cambiaria. Si el tipo de cambio es flexible, la caída en el tipo de cambio real se da de forma directa. Es decir, el efecto gasto refiere a la modificación de los precios relativos de la economía y a la pérdida de competitividad por la apreciación cambiaria consiguiente.

Como resultado, el modelo de Corden y Neary (1982) predice que el sector manufacturero o exportador tradicional (T) se contraerá mientras que el sector en auge (B) se expandirá y, paralelamente el sector servicios (N) también registrará una expansión (Yorio Vergara, Quinteros Señisman y López Avilés, 2022).

Aunque lo más común es que los síntomas generales de la enfermedad holandesa se asocien con un *boom* de recursos naturales, éstos pueden surgir también cuando otras fuerzas causan un enorme desplazamiento en la demanda interna, como la asistencia financiera del mundo exterior y una gran

expansión fiscal no compensado con una declinación del gasto privado (Larraín y Sachs, 2002). Aunque este documento se centra en estos dos últimos casos mencionados, existen numerosos trabajos que lidian con otros posibles causantes de un fenómeno de enfermedad holandesa. Entre aquellos que emplean modelos VECM para testear esta hipótesis se destacan una serie de papers que analizan el impacto de las remesas: Chowdhury (2014) para el caso de Bangladesh; Golitsis, Avdiu y Szamosi (2018) para Albania; Ito (2019) para Georgia; y Prakash y Mala (2016) para Fiji. Otros trabajos destacados que hacen uso de los modelos VECM para testear la presencia de enfermedad holandesa son los de Hutchison (1994) para Noruega, Países Bajos y el Reino Unido; y Algieri (2011) para Rusia. Documentos de referencia adicionales en cuanto al uso de este tipo de modelos son Otero Nule (2016) y Sánchez Álvarez (2020), que buscan evidencia de enfermedad holandesa en Colombia ante el aumento que se experimentó en las rentas derivadas de la producción de petróleo.

3. Metodología

Para verificar o descartar la existencia de un fenómeno de enfermedad holandesa se estima un Modelo de Corrección del Vector de Error (VECM) con datos trimestrales para el período 2004-2019 (64 observaciones). La metodología utilizada está basada en los modelos de cointegración desarrollados por Engel y Granger (1987) y Johansen (1988). Un modelo VECM puede ser visto como un VAR restringido, que posee la ventaja de tener variables cointegradas, es decir, variables que guardan una relación de largo plazo entre sí. Esto brinda información acerca de los procesos de ajuste o corrección de largo plazo de las variables ante el shock, lo cual es relevante dado que el modelo base de enfermedad holandesa de Corden y Neary (1982) sugiere una relación de largo plazo entre las variables seleccionadas.

Para desarrollar el concepto de variables cointegradas se sigue el análisis de Engel y Granger (1987). Se comienza considerando un conjunto de variables x_t que llegan al equilibrio de largo plazo cuando:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0$$

Si se considera $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ y $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ entonces se puede dar la siguiente definición: los componentes del vector x_t se dicen que son cointegrados de orden d, b , denotado como $x_t \sim CI(d, b)$, si:

- 1) Todos los componentes de x_t son integrados de orden d .
- 2) Existe un vector β , llamado vector de cointegración, tal que la combinación lineal $\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ es integrada de orden $(d - b)$, con $b > 0$.

Vale la pena destacar que en la práctica se trabaja con $d = 1$ y $b = 1$, por lo que $(d - b) = 0$. Por ende, todas las variables que componen x_t deben ser $I(1)$, lo cual no implica que todas las variables integradas deban estar cointegradas, y debe existir un vector β de cointegración tal que $\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ sea $I(0)$.

En síntesis, la cointegración refiere a una combinación lineal de variables no estacionarias. Generalmente una variable se utiliza para normalizar el vector de cointegración fijando su coeficiente en la unidad.

La especificación del modelo VECM es la siguiente:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-1} + C d_t + \varepsilon_t$$

Donde ΔX_t es un vector que contiene las variables de interés en primeras diferencias, Π es una matriz que contiene información sobre las relaciones a largo plazo (Πx_{t-1} es el Término de Corrección del Error), Γ_i es una matriz de coeficientes de ΔX_{t-1} , d_t es un vector de términos

determinísticos, C es la correspondiente matriz de coeficientes, p es el número de rezagos y ε_t corresponde al término de error.

El rango de Π debe ser distinto de cero (desde 1 a rango completo). Si fuese igual a cero no existiría término de corrección del error (ECT) y se tendría un modelo VAR en primeras diferencias. Es posible descomponer $\Pi = \alpha\beta'$, donde α incluirá la velocidad de ajuste al equilibrio de las variables dependientes (matriz de carga o de velocidad), mientras que β contiene información sobre las relaciones de equilibrio entre las variables en niveles (matriz de parámetros de cointegración). Estas dos matrices, ambas de dimensión $n \times r$ (donde r es el rango de Π), se pueden utilizar para testear otras restricciones en el vector de cointegración.

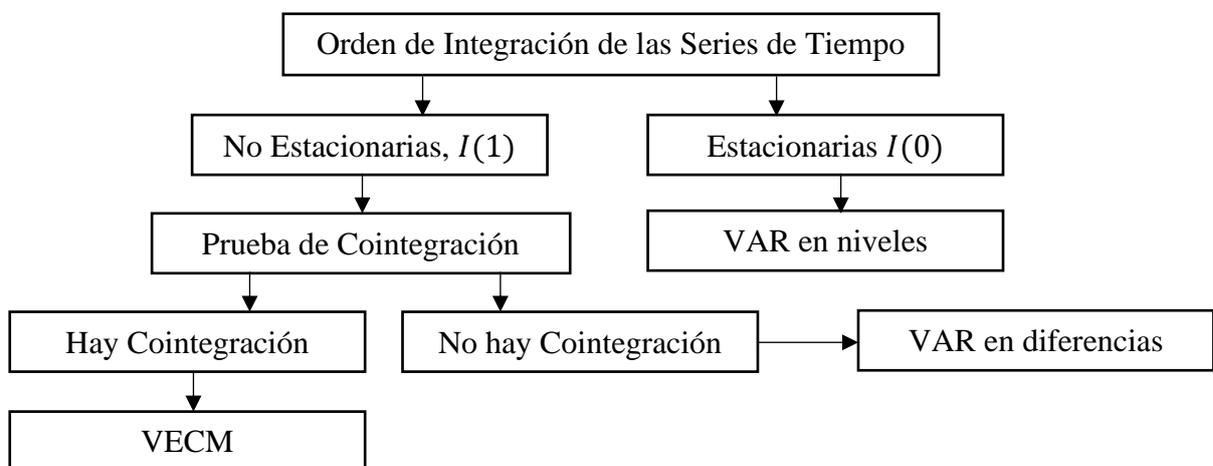
Todas las variables que se incluyen en estos modelos se consideran (*a priori*) endógenas, ya que el comportamiento de cada una se ve afectada por sí misma y por el resto de las variables. Además, tanto los VAR como los VECM habilitan el estudio del impacto que genera la alteración de una variable sobre cada una de las variables restantes, lo que se conoce como Función Impulso Respuesta (FIR).

De esta forma, lo que se hace en este trabajo es analizar, en primer lugar, el impacto que tiene una expansión del gasto público (impulso) sobre una serie de variables macroeconómicas (respuesta) que permiten evidenciar la presencia de enfermedad holandesa en la economía argentina: el Tipo de Cambio Real Multilateral (TCRM) y el Valor Agregado Bruto de los sectores manufacturero, agropecuario y de servicios. En segundo lugar, se repite el mismo análisis, pero usando la entrada de capitales financieros (aproximada con el balance cambiario de la Cuenta Financiera) como variable impulso.

En cuanto a los pasos para estimar el VECM, se comienza por determinar el orden de integración de las variables. Por definición, la cointegración necesita que todas las variables sean integradas del mismo orden, generalmente de orden 1 ($d = 1$). Para corroborar esta hipótesis se puede recurrir

a la prueba Aumentada de Dickey-Fuller de raíz unitaria. El paso siguiente (en caso de que efectivamente todas las variables sean $I(1)$) es estimar las relaciones de equilibrio de largo plazo mediante la prueba de cointegración de Johansen, la cual otorga el número de relaciones de cointegración según el valor de r . Como ya se mencionó, si r fuese igual a cero simplemente se podría estimar un VAR en primeras diferencias, mientras que para valores de r iguales o mayores a 1 (hasta rango completo) es válido estimar un VECM. El método de estimación utilizado en ese último caso es el de MLE (Estimación de Máxima Verosimilitud) de Johansen, el cual es especialmente útil para cuando hay múltiples vectores de cointegración. Una vez realizada la estimación es importante evaluar la calidad del ajuste del modelo en relación a si los residuos se comportan como ruido blanco. En la ilustración 3 se puede apreciar un diagrama resumen de la metodología.

Ilustración 3. Metodología de estimación de un VECM de Engle-Granger



Fuente: Elaboración propia

Pruebas de raíz unitaria

Para poder llevar a cabo la estimación, primero se debe verificar que todas las variables sean estacionarias. Para ello se recurre al test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). En los casos en que

no se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, se pasa a diferenciar la variable. Se puede corroborar el detalle de las variables utilizadas, las transformaciones efectuadas y el orden de integración requerido para llegar a la estacionariedad en la tabla 1. En el anexo se pueden observar esas mismas variables graficadas. Las fuentes utilizadas fueron el Ministerio de Economía, el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) y el Banco Central de la República Argentina (BCRA).

Tabla 1. Detalle de las variables del modelo

Variable	Descripción	Unidad de la variable original	Transformaciones	Orden de integración
Gasto público	Total Gasto Primario sin rentas	Millones de pesos	Logaritmo natural, deflactado con IPC y desestacionalizado con Census X-11	I(1)
Flujo de capitales financieros	Balance Cambiario de la Cuenta Financiera	Millones de dólares	Escalada para que tome valores entre -1 y 1	I(1)
TCRM	Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral	Índice	Logaritmo natural	I(1)
VAB Sector Agropecuario	Precios constantes de 2004. Incluye agricultura, ganadería, caza y silvicultura	Millones de pesos	Logaritmo natural y desestacionalizado con Census X-11	I(1)
VAB Sector Manufacturero	Precios constantes de 2004. Incluye Industria manufacturera	Millones de pesos	Logaritmo natural y desestacionalizado con Census X-11	I(1)
VAB Sector Sevicios	Precios constantes 2004. Incluye construcción, comercio, hotelería, transporte y comunicaciones	Millones de pesos	Logaritmo natural y desestacionalizado con Census X-11	I(1)

Fuente: Elaboración propia

Como se muestra allí, el orden de integración de todas las variables es el mismo, $I(1)$. Esto quiere decir que las variables en niveles no son estacionarias, pero al diferenciarlas una vez sí lo son. Esto cumple con la metodología de Johansen (1991). Los resultados de las pruebas de raíz unitaria (ADF) tanto para las variables en niveles como en primeras diferencias se pueden ver en la tabla 2.

Tabla 2. Test de Dickey-Fuller Aumentado

Variable	Niveles		Primeras diferencias	
	Estadístico	p-value	Estadístico	p-value
Gasto público	1,1897	0,9900	-4,4809	< 0,01
Flujo de capitales financieros	-0,4885	0,9795	-4,7587	< 0,01
TCRM	-0,3247	0,9867	-4,3989	< 0,01
VAB Sector Agropecuario	-4,0176	0,0146	-5,4432	< 0,01
VAB Sector Manufacturero	-1,6265	0,7263	-5,5759	< 0,01
VAB Sector Sevicios	-1,7283	0,6851	-4,6572	< 0,01

Fuente: Elaboración propia

Prueba de cointegración de Johansen

Según Johansen las series no estacionarias pueden estar cointegradas entre sí cuando alguna combinación lineal de las series llega a ser estacionaria. Se realiza la prueba de cointegración para verificar si existen relaciones de equilibrio de largo plazo entre las series utilizando las pruebas estadísticas de máximo valor propio (Maximum Eigenvalue) y traza.

Es necesario un paso previo para poder hacer el test, que consiste en estimar el número de rezagos óptimo. De acuerdo a los criterios de AIC (Akaike) y de Error de Predicción Final (FPE) el número óptimo de rezagos es 2, mientras que siguiendo a los criterios de HQ (Hannan-Quinn) y SC (Schwarz) se concluye que se debe utilizar 1 rezago. Se toma la decisión de optar por $p = 2$, que es el mínimo exigido para la estimación del VECM. Vale destacar que al escoger el número de rezagos óptimo se deben satisfacer, a su vez, las condiciones de no correlación serial, homoscedasticidad y normalidad de los residuos, como se muestra más adelante.

Otra cuestión a considerar antes de avanzar con el test es la especificación de los términos determinísticos (d_t). Son cinco las alternativas posibles: sin constante ni tendencia ($d_t = 0$), constante restringida ($d_t = d_0 = \alpha\rho_0$), constante sin restringir ($d_t = d_0$), tendencia restringida ($d_t = d_0 + \alpha\rho_1 t$) y tendencia sin restringir ($d_t = d_0 + \rho_1 t$). Se decidió por la alternativa de constante sin restringir, la más comúnmente utilizada. Se emplea cuando se observa una tendencia

en las variables originales en niveles, como ocurre con todas las variables utilizadas en este trabajo (a excepción del balance cambiario de la Cuenta Financiera) e implica relaciones de cointegración estacionarias alrededor de una media que puede no ser igual a cero.

Tabla 3. Test de Cointegración de Johansen

Hipótesis sobre número de relaciones Ecuaciones de cointegración	Eigenvalue	Critical value 5%	Critical value 1%	Trace statistic	Critical value 5%	Critical value 1%
$r = 0$	42,94	39,43	44,59	118,35	90,39	104,20
$r \leq 1$	29,36	33,32	38,78	75,41	70,60	78,87
$r \leq 2$	24,04	27,14	32,14	46,05	48,28	55,43
$r \leq 3$	11,63	21,07	25,75	22,01	31,52	37,22
$r \leq 4$	10,28	14,90	19,19	10,38	17,95	23,52
$r \leq 5$	0,10	8,18	11,65	0,10	8,18	11,65

Fuente: Elaboración propia

En la tabla 3 se pueden observar los resultados del test de cointegración. Vale recordar que la hipótesis nula se rechaza cuando el valor observado del estadístico es mayor al valor crítico. Con la prueba estadística de Maximum Eigenvalue se concluye que existe un único vector de cointegración, al no rechazarse la hipótesis nula con un nivel de significancia tanto del 1% como del 5%. Con la prueba de traza la hipótesis de una relación de largo plazo no se rechaza con un nivel de significancia del 1%, mientras que con 5% se concluye que existen hasta 2 vectores de cointegración. En resumen, ambos métodos apuntan a la existencia de relaciones de cointegración, por lo que (sumado a que todas las variables son integradas de orden 1) un modelo VECM es apropiado. El modelo se estima con el supuesto de que sólo existe un vector de cointegración, y los resultados completos pueden apreciarse en el Anexo.

Diagnóstico de residuos

Una vez hecha la estimación se analizan los residuos. Mediante el test de Portmanteau se descarta la existencia de autocorrelación de los residuos ($p\text{-value} = 0,9203$, donde la hipótesis nula es la de ausencia de autocorrelación). Usando el test de ARCH-LM, también se descarta la posible

presencia de heteroscedasticidad (p-value = 0,1813, cuando la hipótesis nula refiere a ausencia de heteroscedasticidad).

Tabla 4. Resumen de pruebas de diagnóstico de residuos

Test	Estadístico Chi-cuadrado	p-value
Portmanteau	465,73	0,4298
ARCH-LM	920,11	0,1813

Fuente: Elaboración propia

Empleando el test de Jarque-Bera en los residuos de cada uno de los componentes se puede asumir que todos ellos muestran una distribución normal con un nivel de significancia del 1% (ya que no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos se distribuyen normal), aunque no se puede llegar a la misma conclusión con la prueba conjunto (p-value < 0.01). Aun así, se debe tener en cuenta que en este tipo de modelos es muy reiterada la falta de normalidad en los residuos, y debido a esto se suele pasar alto este problema. En los modelos multivariados el test de no correlación serial de los residuos (para el cual se obtuvo un resultado correcto) es más relevante que el test de normalidad (por lo menos asintóticamente).

Tabla 5. Test de normalidad de Jarque-Bera

Componente	Estadístico Chi-cuadrado	p-value
1	7,55	0,0229
2	7,09	0,0289
3	2,35	0,3087
4	3,91	0,1419
5	1,26	0,5337
6	0,38	0,8254

Fuente: Elaboración propia

Finalmente, se descarta la presencia de un quiebre estructural en algún punto de la muestra observando los gráficos de la suma de los residuos recursivos (OLS-CUMSUM). Como conclusión, el modelo es válido y se puede proceder con las Funciones Impulso Respuesta (FIR).

4. Término de Corrección del Error y Prueba de Exogeneidad Débil

Tabla 6. Parámetros del ECT

Test	ECT
Ecuación 1 (TCRM)	-0,0438 * (0,0201)
Ecuación 2 (VAB Agropecuario)	-0,1821 *** (0,0329)
Ecuación 3 (VAB Manufacturas)	-0,0130 ' (0,0072)
Ecuación 4 (VAB Servicios)	-0,0097 ' (0,0052)
Ecuación 5 (Gasto Público)	0,0019 (0,0165)
Ecuación 6 (Balance Cambiario)	-0,2377 * (0,1091)

Aclaraciones: ' (significativo con nivel de significancia de 10%), * (significativo con nivel de significancia de 5%), ** (significativo con nivel de significancia de 1%), *** (significativo con nivel de significancia de 0.1%).

Fuente: Elaboración propia

Los parámetros $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ y α_6 son todos negativos, significativos (aunque sea al 10% de significancia, como en los casos de las ecuaciones 3 y 4), y asumen valores entre 0 y -1, todas señales de convergencia en el modelo. Por ejemplo, el valor $\alpha_2 = -0,1821$ implica que, ante un choque en el sistema de variables, el equilibrio es corregido en un 18,21% en el siguiente período (trimestre). El parámetro correspondiente a la ecuación 5 (Gasto Público) no resulta estadísticamente significativo, por lo que se procede a realizar un test de exogeneidad débil para determinar si el gasto público es exógeno y comprender mejor cómo se da el proceso de ajuste con respecto a esta variable. Para ello, y en línea con lo desarrollado en Pfaff (2008), se recurre a una restricción sobre la matriz α de forma tal de poder testear la hipótesis nula de que $\alpha_5 = 0$. La restricción toma la siguiente forma:

$$A = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6) = (1, 1, 1, 1, 0, 1)$$

Donde A es una matriz de restricciones tal que $H: \alpha = A\psi$, siendo los elementos de la matriz ψ las cargas sin restringir. Como resultado del test se obtuvo un estadístico χ^2 igual 28,97 con 5

grados de libertad, por lo que la hipótesis nula de que α_5 es igual a cero (y por ende que la variable es exógena) se rechaza con un p-valor menor al 0,01. Como consecuencia, mantenemos el supuesto inicial de que todas las variables son endógenas y que el Gasto Público no requiere un tratamiento especial. Simplemente se trata de una variable cuyo ajuste al equilibrio se da de forma muy lenta, lo cual resulta razonable para una variable con tanta persistencia como el Gasto Público. Los procesos de ajuste de las cuentas públicas que incluyen un recorte del gasto suelen ser esporádicos y en general tienden a ser evitados por los gobiernos de turno lo máximo posible, dada lo impopulares que resultan las medidas asociadas. Incluso cuando estos ajustes son auspiciados por los hacedores de política, la magnitud de los mismos suele ser la mínima indispensable, de forma tal de evitar problemáticas sociales y resultados adversos en las urnas.

Incluso si no se hubiese rechazado la hipótesis nula de exogeneidad débil, dado que esta variable está pensada para ser usada únicamente como impulso en las funciones impulso respuesta, su inclusión no representa un problema de envergadura.

5. Funciones Impulso Respuesta (FIR)

Se puede concluir que existe evidencia de enfermedad holandesa para el período considerado, si para aumentos en el gasto público y en la entrada de capitales financieros (impulsos) se observa una caída en el TCRM (apreciación), una caída en el VAB del Sector Manufacturero, una disminución en el VAB del Sector Agropecuario (dado que en Argentina este es un sector transable) y un aumento en el VAB del Sector Servicios.

Para determinar si las respuestas a los impulsos son significativas, basta con verificar en los gráficos de la FIR que las líneas rojas que representan los Intervalos de Confianza (al 95%) no incluyan el valor 0 (las tablas con los números de las FIR se encuentran en el anexo). Se considera una proyección para 20 trimestres (5 años).

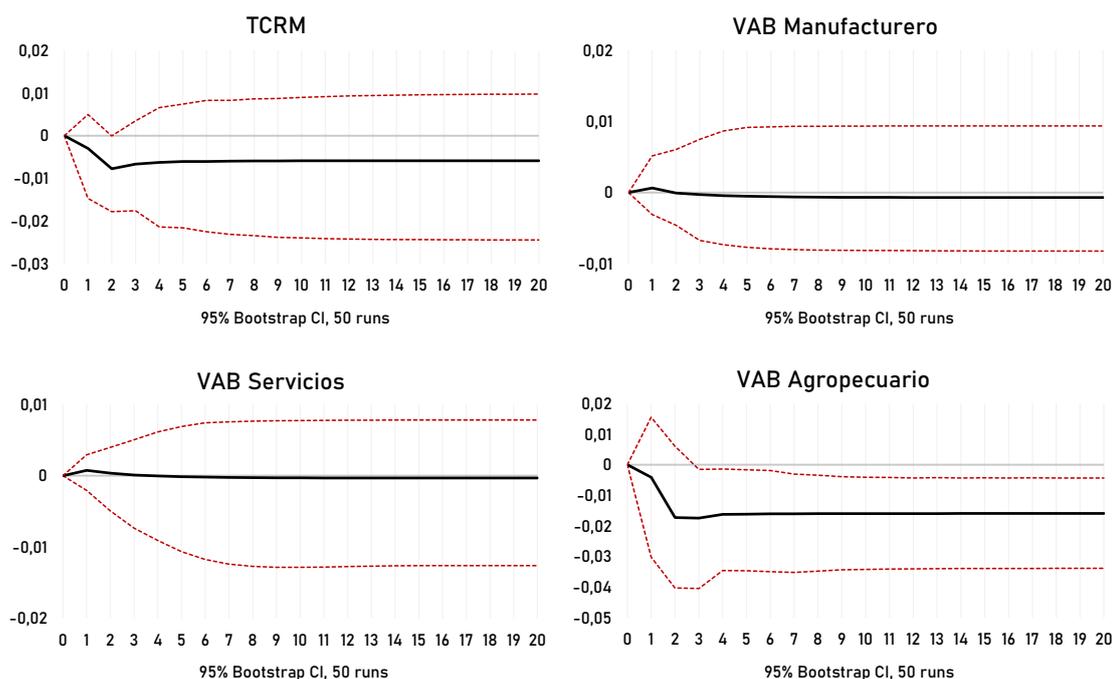
Enfermedad holandesa Fiscal

Comenzando con el aumento del gasto público (primario total) como variable impulso, se observa una tendencia hacia la apreciación del TCRM (primer gráfico), en línea con lo esperado. El efecto es significativo en el segundo trimestre, por lo que se podría hablar de cierto rezago (medio año aproximadamente) entre que se produce el shock en el gasto y que se aprecia el tipo de cambio. A posteriori, la apreciación se mantiene en el tiempo y no retorna a su nivel original. El gasto público tiende a estar más concentrado en bienes no transables, lo que incrementa su precio en términos relativos (en un contexto de incremento de la demanda agregada, donde el gasto privado no se reduce en la misma proporción para compensar) respecto a los transables. Esto implica una apreciación real siguiendo la definición *a la australiana* del TCR (P_T/P_{NT}).

La mencionada apreciación cambiaria no tiene un impacto significativo y positivo ni sobre el VAB de la industria manufacturera ni sobre el VAB del sector servicios (no transable). Finalmente, el VAB del sector agropecuario sí responde significativamente ante la expansión fiscal y la apreciación real asociada.

En síntesis, no se puede concluir que exista evidencia de enfermedad holandesa “Fiscal” en el período 2004-2019, como consecuencia del comportamiento anti intuitivo que muestra el VAB Manufacturero. Aunque el TCRM evolucionan en línea con lo esperado de existir un fenómeno de este tipo, el VAB manufacturero no se ve afectado, cuando una caída sería de esperar ante una apreciación del TCRM. La industria manufacturera es un sector transable, y una apreciación cambiaria implica una pérdida de competitividad. La explicación puede hallarse en el carácter proteccionista de la economía argentina, llevado al extremo durante gran parte del período considerado.

Ilustración 4. Función Impulso Respuesta con Gasto Público como variable impulso



Fuente: Elaboración propia

Como también expresa Lanteri (2015), este proteccionismo se manifiesta en aranceles y restricciones cuantitativas a las importaciones, en el mantenimiento de industrias promocionadas (como Tierra del Fuego), en el cepo cambiario que rigió entre 2011 y 2015 (que estimulaba las importaciones hasta el punto de drenar las reservas internacionales, lo que derivó en mayores restricciones cuantitativas), en las retenciones y en el bilateralismo con Brasil y en el incremento del gasto público que ayudó a mantener el empleo estable.

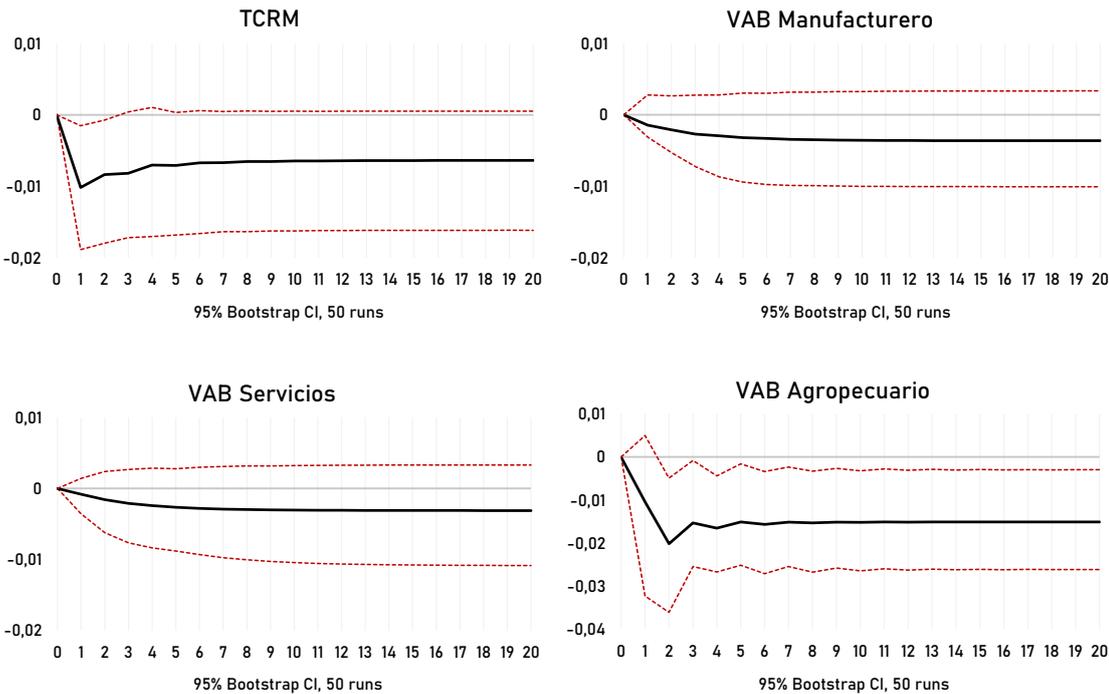
Un sector que, al contrario de estar altamente protegido, se encuentra considerablemente sometido a la presión fiscal que impone el Estado, es el sector agropecuario. En lugar de hallarse privilegiado por la presencia de aranceles, sufre el impacto de los impuestos a la exportación (retenciones), toda una rareza en las economías modernas. Se trata de un sector mucho más abierto y competitivo, por lo resulta razonable que ante un aumento en el gasto público (y posiblemente un consecuente yugo tributario para financiarlo), que deriva en una marcada apreciación cambiaria, se vea

comprometido hasta el punto de ver caer su Valor Agregado Bruto. El shock es estadísticamente significativo desde el tercer trimestre en adelante, sin que se observe un retorno al nivel original.

Enfermedad holandesa Financiera

Por su parte, la entrada de capitales financieros (variación positiva en el balance cambiario de la Cuenta Financiera) también genera una apreciación significativa en el TCRM, pero en este caso de forma más marcada. Siguiendo el gráfico correspondiente, se verifica una apreciación significativa e inmediata en los primeros dos trimestres. Luego la tendencia hacia una mayor apreciación se mantiene en los trimestres posteriores, sin retorno al nivel original.

Ilustración 5. Función Impulso Respuesta con entrada de capitales financieros como variable impulso



Fuente: Elaboración propia

Al igual que lo que sucedía con el gasto público, el combo de entrada masiva de capitales financieras y apreciación cambiaria no genera respuestas significativas ni en el VAB Manufacturero ni en el VAB del sector Servicios, más allá de que en este caso pareciera haber cierta tendencia a la baja. Nuevamente el comportamiento del VAB manufacturero descarta la

posibilidad de que se haya producido un fenómeno de enfermedad holandesa en el período considerado.

En cuanto al sector agropecuario, se presenta el mismo comportamiento que en el escenario anterior. Al tratarse de un sector transable pero no excesivamente protegido (como sí sucede con el sector manufacturero), sí se comporta como se había presupuesto (se observa una caída significativa desde el segundo trimestre en adelante).

En síntesis, el proteccionismo y el desmanejo de las reservas internacionales han derivado en una evolución de la producción de transables manufacturados aislada de lo que ocurra con el TCRM, y más en línea con lo que suceda con las políticas fiscales del gobierno de turno (como se mencionó en la sección anterior) y con la disponibilidad esporádica de divisas para importación (muchas veces impedida como consecuencia de la imposición de cepos y políticas monetarias irresponsables).

6. Conclusiones

El objetivo de este trabajo es hallar evidencia de enfermedad holandesa en Argentina para el período 2004-2019, como consecuencia de una expansión fiscal (una adaptación de la Enfermedad Holandesa Fiscal de Figueras et al., 2021) y de una entrada masiva de capitales financieros (Enfermedad Holandesa Financiera). Se hace hincapié en esos dos casos debido a que ambos se evidenciaron en los últimos años en Argentina. El incremento abrupto y sostenido del gasto público ha sido un aspecto diferencial de los gobiernos de Néstor Kirchner (2003-2007) y de Cristina Fernández de Kirchner (2007-2015), mientras que la cuantiosa entrada de capitales financieros ha sido más característica del gobierno de Mauricio Macri (2015-2019).

Una vez planteado el objetivo se seleccionan las variables relevantes y se las analiza en vistas a los requerimientos necesarios para estimar correctamente un modelo Modelo de Corrección del Vector de Error (VECM). Se encuentra que las 6 variables de interés (Gasto Público, Balance

Cambiarío de la Cuenta Financiera, Tipo de Cambio Real Multilateral y el Valor Agregado Bruto de los sectores manufacturero, agropecuario y de servicios) son integradas de orden 1, como exige la metodología de Johansen, y que se puede asumir una relación de cointegración. A su vez, se obtienen resultados satisfactorios tanto a la hora de llevar a cabo un diagnóstico de los residuos como al momento de analizar en detalle los componentes del Término de Corrección del Error (ECT) a través de una prueba de exogeneidad débil.

El modelo VECM estimado (mediante máxima verosimilitud) y sus respectivas Funciones de Impulso Respuesta permiten demostrar la capacidad que tienen tanto el gasto público como la entrada de capitales financieros para apreciar el tipo de cambio real, como era de esperar. Aun así, no se verifica evidencia de un fenómeno de enfermedad holandesa para Argentina en el período 2004-2019, dado que el VAB del sector manufacturero es insensible a los cambios que pueda llegar a sufrir el TCRM. Lo que se concluye, en cambio, es que el comportamiento de la industria manufacturera responde más a políticas gubernamentales (generalmente de carácter proteccionista) y a la disponibilidad de divisas para importación que a los vaivenes del sector externo.

El resto de los sectores de actividad considerados reaccionan de manera dispar ante lo que uno esperaría como consecuencia de una apreciación del tipo de cambio real. Por ejemplo, el sector servicios tampoco incrementa su producción ante una apreciación, tanto cuando la misma deviene de una entrada masiva de capitales como de una expansión fiscal abrupta. Por su parte, el VAB sí Agropecuario reacciona negativa y significativamente ante una disminución del TCRM cuando ésta es provocada por ambos impulsos considerados. Esto se asume resultante de la mayor exposición del sector agropecuario ante lo que ocurre en el mercado internacional como consecuencia de un menor proteccionismo y de una mayor apertura comercial, lo que lo vuelve más sensible a los movimientos del TCRM.

7. Referencias

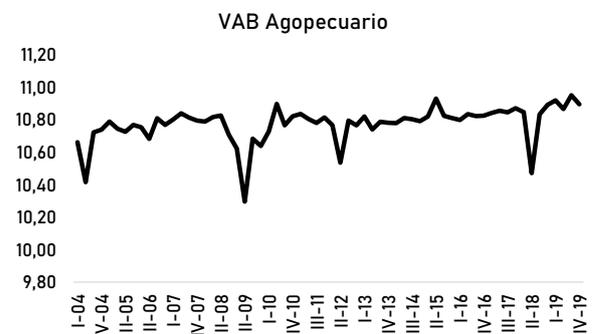
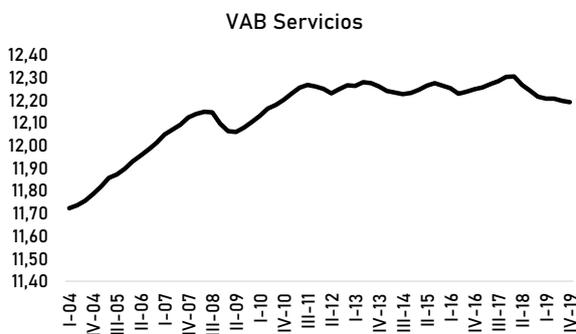
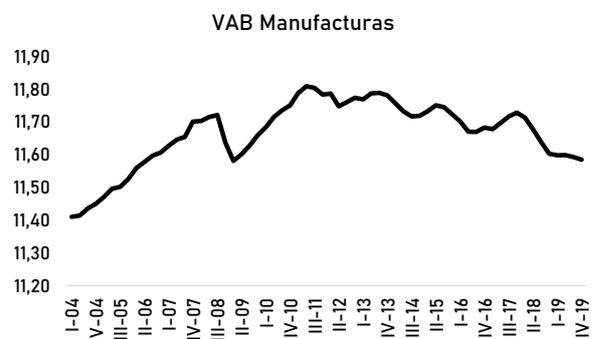
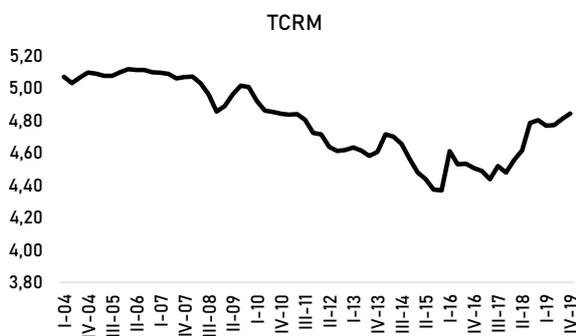
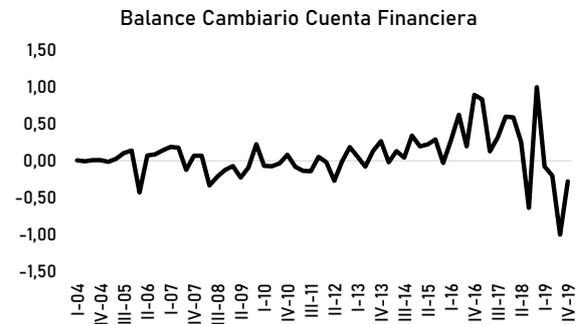
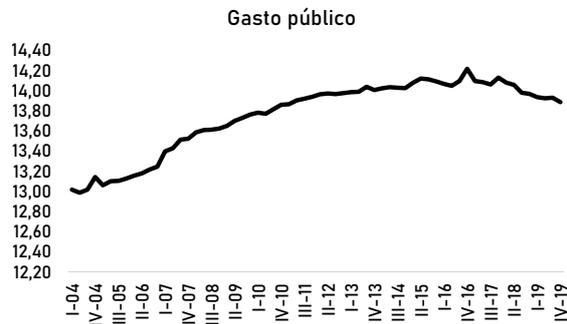
- Algieri, B. (2011). *The Dutch disease: evidences from Russia*. *Economic Change and Restructuring*, 44, 243-277.
- Banco Interamericano de Desarrollo, B. I. D. (2004). *Se buscan buenos empleos. Los mercados laborales en América Latina*. Washington, DC.
- Capello, M., Figueras, A., Grión, N., & Moncarz, P. (2008). *Los potenciales efectos perversos de las transferencias fiscales a los gobiernos subnacionales*. Documento presentado en reunión AAEP. Córdoba, Argentina.
- Capello, M., & Figueras, A. (2019). *Enfermedad holandesa en las jurisdicciones subnacionales: Una explicación del estancamiento*. *Cultura económica*, 25(69), 15-24
- Chowdhury, M. B., & Rabbi, F. (2014). *Workers' remittances and Dutch disease in Bangladesh*. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 23(4), 455-475.
- Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). *Booming sector and de-industrialisation in a small open economy*. *The economic journal*, 92(368), 825-848.
- Desfrancois, P. G. F. (2019). *Evaluación empírica de los síntomas de la enfermedad holandesa en la historia ecuatoriana reciente (2007-2017)*. *Actualidad Económica*, 29(97), 23-35.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). *Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing*. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Figueras, A. J., Iturralde, I., & Capello, M. (2021). *¿Una Enfermedad Holandesa “Fiscal? El Caso de Transferencias entre Jurisdicciones: La Experiencia Argentina hasta 2008* (No. 90).
- Gay, A. (2019). *Política Económica. Analizando el enigma de la Argentina*.
- Goda, T., & García, A. T. (2015). *Flujos de capital, recursos naturales y enfermedad holandesa: el caso colombiano*. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(78), 197-206.7

- Golitsis, P., Avdiu, K., & Szamosi, L. T. (2018). *Remittances and FDI effects on economic growth: A VECM and GIRFs for the case of Albania*. *Journal of East-West Business*, 24(3), 188-211.
- Hutchison, M. M. (1994). *Manufacturing sector resiliency to energy booms: empirical evidence from Norway, the Netherlands, and the United Kingdom*. *Oxford Economic Papers*, 46(2), 311-328.
- Ito, K. (2019). *Remittances and the Dutch disease: evidence from Georgia*. *Post-Communist Economies*, 31(4), 500-506.
- Johansen, S. (1988). *Statistical analysis of cointegration vectors*. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991). *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models*. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Lanteri, L. (2015). *Efectos de la enfermedad holandesa ('Dutch disease'). Alguna evidencia para Argentina*. *Revista de Economía del Rosario*, 18(02), 187-209.
- Larraín, F., & Sachs, J. D. (2002). *Macroeconomía en la economía global*. Pearson Educación.
- Lartey, E. K., Mandelman, F. S. y Acosta, P. A. (2012). *Remittances, exchange rate regimes and the Dutch disease: A panel data analysis*. *Review of International Economics*, 20(2), 377–395.
- Otero Nule, M. E. (2016). *Evidencia empírica de enfermedad holandesa en Colombia (2001-2015)*.
- Pfaff, B. (2008). *Analysis of integrated and cointegrated time series with R*. Springer Science & Business Media.
- Prakash, K. A., & Mala, A. (2016). *Is the Dutch disease effect valid in relation to remittances and the real exchange rate in Fiji?*. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 21(4), 571-577.

- Rajan, R. G. y Subramanian, A. (2011). *Aid, Dutch disease, and manufacturing growth*. Journal of Development Economics, 94(1), 106–118.
- Sánchez, Á., de la Cruz, J. M. G., & del Sur Mora, A. (2015). *Comercio internacional, materias primas y enfermedad holandesa: estudio comparativo de los efectos estáticos en Noruega y Chile*. Revista de economía mundial, (39), 179-199.
- Sánchez Álvarez, C. J. (2020). *Evidencia empírica de enfermedad holandesa en Colombia, una aproximación VECM (2000-2017)* (Bachelor's thesis, Escuela de Economía, Administración y Negocios. Facultad de Negocios Internacionales).
- Yorio Vergara, F., Quinteros Señisman, P., & López Avilés, D. (2022). *Evidencia de la Enfermedad Holandesa en la Economía Chilena periodo: 1986-2020*. Revista Chilena de Economía y Sociedad.

8. Anexo

Gráficos de las variables en niveles



Fuente: Elaboración propia

Coeficientes del modelo VECM

	Equation TCRM	Equation VAB Agropecuario	Equation VAB Manufacturero	Equation VAB Servicios	Equation Gasto Primario	Equation Balance Cambiario
ECT	-0,0438 *	-0,1821 ***	-0,0130 ' 	-0,0097 ' 	0,002	-0,2377 *
Intercept	2,7621 *	11,4944 ***	0,8152 '	0,6128 '	-0,106	14,9376 *
TCRM -1	0,055	-0,179	-0,042	-0,032	-0,034	0,8778 ***
VAB_Agric -1	0,021	-0,030	0,025	0,017	0,008	1,4986 ***
VAB_Manuf -1	-0,598	0,539	-0,175	-0,165	-0,096	-5,626
VAB_Serv -1	0,453	1,544	0,9728 **	0,9471 ***	0,775	7,408
Gastos_corr -1	0,055	0,308	0,048	0,042	-0,163	1,8556 '
Bal_camb_cuenta_fin -1	-0,014	0,0633 '	0,002	0,002	-0,001	-0,4458 ***

Aclaraciones: ' (significativo con nivel de significancia de 10%), * (significativo con nivel de significancia de 5%), ** (significativo con nivel de significancia de 1%), *** (significativo con nivel de significancia de 0.1%).

Fuente: Elaboración propia

