

Dvoskin, Ariel; Médici, Florencia

Working Paper

Evaluación empírica de dos hipótesis testeables del supermultiplicador sraffiano para Argentina 1993-2021

Economic Research Working Papers, No. 112

Provided in Cooperation with:

Economic Research Department (ie), Central Bank of Argentina

Suggested Citation: Dvoskin, Ariel; Médici, Florencia (2023) : Evaluación empírica de dos hipótesis testeables del supermultiplicador sraffiano para Argentina 1993-2021, Economic Research Working Papers, No. 112, Banco Central de la República Argentina (BCRA), Investigaciones Económicas (ie), Buenos Aires

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/297807>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Documentos de Trabajo | 2023 | N 112

*Evaluación Empírica de Dos Hipótesis Testeables del
Supermultiplicador Sraffiano para Argentina 1993-2021*



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Investigaciones Económicas

Documentos de trabajo 2023 | N 112

Evaluación Empírica de Dos Hipótesis Testeables del Supermultiplicador Sraffiano para Argentina 1993-2021

Ariel Dvoskin
Banco Central de la República Argentina
CONICET/EIDAES

Florencia Médici
CONICET
Universidad Nacional de Moreno

Octubre de 2023



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Documentos de Trabajo, N 112

Evaluación Empírica de Dos Hipótesis Testeables del Supermultiplicador Sraffiano para Argentina 1993-2021

Ariel Dvoskin
Banco Central de la República Argentina
CONICET/EIDAES

Florencia Médici
CONICET
Universidad Nacional de Moreno

Octubre de 2023
ISSN 1850-3977
Edición electrónica

Reconquista 266, C1003ABF
Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina
Teléfono | 54 11 4348-3582
Correo electrónico | investig@bcra.gob.ar
Página web | www.bcra.gob.ar

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. La serie Documentos de trabajo está compuesta por material preliminar que se hace circular con el propósito de estimular el debate académico y recibir comentarios. Toda referencia que desee efectuarse a estos Documentos deberá contar con la autorización del o los autores.

EVALUACIÓN EMPÍRICA DE DOS HIPÓTESIS TESTEABLES DEL SUPERMULTIPLICADOR SRAFFIANO PARA ARGENTINA 1993-2021*

Ariel Dvoskin y Florencia Médici

Resumen

El Modelo del Supermultiplicador sraffiano (MSS) (Freitas y Serrano, 2015; Serrano, 1995; Serrano et al., 2019) ha cobrado prominencia en los últimos tiempos, tanto en discusiones teóricas como empíricas dentro del marco de los modelos de crecimiento liderados por la demanda. El MSS posee tres características distintivas: la tasa de crecimiento de la economía se determina a partir de la tasa de crecimiento de aquéllos gastos autónomos que no generan capacidad productiva; la inversión es una variable inducida por el producto; y la distribución es exógena.

Este documento tiene como objetivo testear las primeras dos características del MSS a través de diversos ejercicios empíricos para Argentina durante el período 1993-2021. Como primer ejercicio, estimamos un Modelo de Vector de Corrección de Error, utilizando el método de Johansen (Johansen, 1988, 1991) que proporciona evidencia de que la tasa de crecimiento del producto depende en última instancia de la tasa de crecimiento de los gastos autónomos. Este método econométrico nos permite también mostrar que los componentes autónomos de la demanda son variables débilmente exógenas, mientras que el producto es la variable que ajusta a las desviaciones de largo plazo con estos componentes. El segundo ejercicio evalúa la existencia de un mecanismo de ajuste de la capacidad productiva a la demanda, basado en el principio del acelerador flexible. Utilizamos un análisis VAR para mostrar que, en consonancia con el MSS, el ratio de inversión es causado en el sentido de Granger por el producto.

PALABRAS CLAVE

Crecimiento económico; Modelos de vector de corrección de error; Demanda efectiva; Inversión inducida; Supermultiplicador sraffiano; Economía argentina

JEL: C22; E11; E22; O41; O47; O54

* Los autores agradecen los valiosos comentarios de Julia Braga como referee externa y de M. Lorena Garegnani. Errores y omisiones son nuestra responsabilidad.

Abstract

In recent times, Sraffian Supermultiplier Model (SSM) (Freitas & Serrano, 2015; Serrano, 1995; Serrano et al., 2019) has become prominent in both theoretical and empirical discussions within the demand-led-growth framework. The SSM has three distinctive features: the rate of growth of output is determined by the rate of growth of non-capacity generating autonomous expenditures; investment is an induced variable; and distribution is exogenous.

This manuscript aims to test the first two features through different empirical exercises for Argentina, from 1993 to 2021. First, we estimate a Vector Equilibrium Correction Model using the Johansen method for cointegration analysis (Johansen, 1988, 1991) to provide evidence that the growth rate of output ultimately depends on the growth rate of autonomous expenditures. The econometric method allows us to show that the autonomous components of demand are weakly exogenous variables, with output adjusting to long-run deviations between these autonomous components and GDP. The second exercise tests the existence of a mechanism that adjusts productive capacity to demand, based on the flexible accelerator principle. We use a VAR analysis to show that, in line with the SSM, investment share is Granger-caused by output.

KEYWORDS

Economic growth; Vector error correction model; Sraffian supermultiplier, Induced investment; Effective demand; Argentine economy

JEL: C22; E11; E22; O41; O47; O54

1. INTRODUCCIÓN

La determinación de los factores que afectan *persistentemente* el nivel de producto y su tasa de crecimiento es objeto de intenso debate en la academia. Incluso entre quienes, a riesgo de cierta simplificación, adhieren al Principio de la Demanda Efectiva (PDE). Es decir, a la visión general de que son las decisiones de gasto las que determinan el nivel y la tasa de crecimiento del producto. Y por supuesto que Argentina no ha escapado a este debate. Si nos concentramos en lo ocurrido desde los años 1990 a la fecha, un primer grupo de autores ha tendido a enfatizar el rol de los gastos autónomos en el crecimiento, es decir aquellos que no dependen del ingreso corriente y que, además, no generan capacidad productiva (e.g. Amico, 2013; Amico & Fiorito, 2018; Frenkel et al., 1997; Vernengo, 2010); mientras que otro grupo ha hecho hincapié en el rol de los precios relativos, ya sea el de la tasa de interés en la expansión del crédito durante el período de auge de la convertibilidad, o de un tipo de cambio real “competitivo y estable” a partir de los años 2000 (Damill et al., 2002, 2015; Frenkel & Rapetti, 2007).

El presente estudio se enmarca en el debate sobre las causas del crecimiento (o estancamiento) económico en Argentina en las últimas tres décadas, con el objetivo de aportar evidencia empírica que contribuya a dilucidar las controversias existentes dentro del enfoque del PDE. Si bien en los últimos años ha proliferado una gran variedad de modelos de tipo *demand-led* (ver Lavoie, 2022 para un resumen), aquí nos basaremos en el llamado Supermultiplicador Sraffiano (MSS, por sus siglas en inglés) (Freitas & Serrano, 2015; Serrano, 1995; Serrano et al., 2019), pues presenta tres características “deseables” que lo distinguen de otros modelos de crecimiento liderados por la demanda. La primera es que distribución es principalmente determinada por factores políticos e institucionales, y no por mecanismos de mercado –como ocurre al interior de la teoría marginalista- o por alguna relación identificable a priori con el crecimiento –como al interior de algunos enfoques más heterodoxos. La segunda característica es que la tasa de crecimiento del producto está determinada por la tasa de crecimiento de los gastos autónomos, lo que evita inestabilidades “harrodianas”, que no se observan en las economías reales, al menos de manera persistente. En tercer lugar, la inversión se encuentra en gran medida (si no totalmente) inducida o determinada por el nivel de producción, lo que es consistente con la idea de que las empresas tienden a utilizar la técnica, definida por la relación capital-producto, que les permite minimizar sus costos medios.

En este trabajo realizamos distintos ejercicios econométricos con el objetivo de testear dos de estos tres aspectos distintivos del MSS. En primer lugar, la disponibilidad de nuevas series de datos nos permite extender el ejercicio seminal realizado por Médici (2011) para Argentina, que testea la hipótesis de acuerdo a la cual la tasa de crecimiento del producto depende de la tasa de crecimiento de los gastos autónomos, mediante un análisis de cointegración utilizando la metodología de Johansen (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990). La diferencia principal

con ese trabajo reside, además del período temporal cubierto, en las variables autónomas consideradas en el análisis. Médici (2011) incluye el gasto público (de consumo e inversión), el tipo de cambio – como aproximación de la serie de exportaciones – y un cálculo propio del consumo privado autónomo. En cambio, en el presente trabajo utilizaremos las series de gasto público, de exportaciones de bienes y servicios, y de gastos en construcción y activos fijos como proxy de “Consumo Privado”. En segundo lugar, mediante la especificación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR), evaluamos el efecto del acelerador de la inversión, es decir examinamos si, como sostiene el MSS, la inversión es una variable inducida por el nivel de producción.

El trabajo se compone de 6 secciones. Luego de esta introducción, en la sección 2 se examinan brevemente algunos de los debates acerca de los determinantes del crecimiento en Argentina durante las últimas tres décadas entre autores que adhieren al PDE. En la sección 3 se introduce el MSS y se derivan dos proposiciones contrastables de ese modelo que serán testeadas en las próximas secciones. En la sección 4 se presentan los antecedentes empíricos y se describen las series y la metodología econométrica utilizadas. Los principales resultados econométricos se discuten en la sección 5, mientras que la sección 6 resume el argumento y presenta las conclusiones más relevantes del análisis.

2. ALGUNAS CONTROVERSIAS SOBRE LOS DETERMINANTES DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO EN ARGENTINA, AL INTERIOR DEL PDE

El período bajo análisis, que abarca tres décadas, puede a su vez subdividirse en tres etapas. La primera se extiende durante los años bajo los cuales estuvo vigente el “Plan de Convertibilidad”, una caja de conversión establecida por la Ley 23.928 en 1991 y vigente hasta 2002. La segunda cubre los 10 años de intenso crecimiento observados en la primera década de los años 2000. La tercera y última etapa abarca los diez años “largos” que se extienden desde 2011 hasta la fecha, signados por un relativo estancamiento del producto.

En los primeros años de los noventa, la reestructuración de la deuda de los países latinoamericanos impulsó el ingreso de capitales en el marco de una oleada de reformas - tendientes a incrementar la desregulación de la economía- y políticas de privatización y ajuste basadas en el llamado “Consenso de Washington” (Frenkel, 2003; Iglesias, 2006; Kregel, 2004; Penido de Freitas & Prates, 2000). Damill et al. (2002) sostienen que los ingresos de capitales, como resultado de la venta de empresas públicas, junto a la caída en la tasa de interés internacional, permitieron un *boom* de crédito al sector privado y el incremento del consumo privado, que habría sido el componente más dinámico de la demanda agregada en esta primera etapa de la Convertibilidad. En la segunda mitad de la década, luego de la crisis del Tequila en 1994, ese rol fue ocupado por el gasto público, en tanto la deuda pública denominada en

moneda extranjera fue central para sostener el funcionamiento del régimen hasta su abandono, en enero de 2002, tras años de recesión económica y conflicto social.

En una visión alternativa, los trabajos de Frenkel et al. (1997) y Amico y Fiorito (2018) no niegan el rol dinámico del crédito privado al consumo de durables y automóviles en la primera etapa de los 90. No obstante, estos autores enfatizan que ese dinamismo fue resultado, a su vez, del incremento del gasto público en términos reales (que disminuyó nominalmente, pero a un ritmo menor que la reducción de la inflación), de la mejora de los salarios reales (que también creció por la caída drástica en los registros inflacionarios) y, en menor medida, de las exportaciones, que también crecieron a tasas significativas. Para esta segunda visión, los ingresos de capitales, en sí mismos, no necesariamente son causa del crecimiento económico. En cambio, como fuente de divisas, su rol principal es el de permitir el relajamiento de la restricción externa al crecimiento, en una economía cuya producción es altamente dependiente de importaciones de bienes de capital e insumos.

Dos particularidades de estos trabajos, especialmente del segundo, merecen ser destacadas. La primera es que no adjudican un papel determinante a la inversión en la dinámica de crecimiento, ya que la consideran una variable plenamente inducida por el producto, en línea con el acelerador. La segunda es que enfatizan la conexión estrecha que existe entre la inversión y las importaciones en economías como la argentina, resultado de una matriz productiva incompleta; una característica agravada luego del proceso de apertura comercial que tuvo lugar durante los noventa, y que dificultó aún más iniciar un proceso de sustitución de importaciones mediante simples cambios en los precios relativos (e.g. devaluación del tipo de cambio real).

Argentina abandonó la Convertibilidad en un período de relativa estabilidad para América Latina, debido a un ciclo externo caracterizado por elevados precios de *commodities*, el *boom* del comercio internacional y a las favorables condiciones financieras (Izquierdo et al., 2008; Ocampo, 2009). Este escenario de elevada liquidez global permitió a los países latinoamericanos sostener el crecimiento sin enfrentarse con problemas de escasez de divisas, e incluso acumular reservas internacionales. Existe acuerdo en que Argentina tampoco fue una excepción a esta dinámica regional. De todos modos, también sobre este período existen controversias en cuanto a los determinantes del crecimiento, incluso entre quienes adhieren al PDE. Podemos identificar dos grandes grupos de autores que han tenido prominencia en el debate. Por un lado, la visión neo-estructuralista (Damill et al., 2015; Frenkel & Rapetti, 2007) destaca el cambio en los precios relativos como factor determinante para explicar el fuerte crecimiento de la economía argentina durante los años 2000. En particular, según esta corriente, la brusca devaluación que siguió el abandono de la Convertibilidad y el sostenimiento de un tipo de cambio real “competitivo y estable” permitió sustituir insumos importados, estimular el empleo y orientar la producción hacia bienes transables, alentando el incremento de las

exportaciones netas. Por otro lado, una visión más cercana al modelo MSS adoptada en este trabajo (Amico, 2013; Amico et al., 2015; Vernengo, 2010), sostiene que han sido los componentes autónomos de la demanda agregada, no generadores de capacidad productiva, los principales responsables del fuerte dinamismo del producto, en un período caracterizado por el relajamiento de la restricción externa al crecimiento. Entre ellos: el consumo privado, impulsado por el incremento de los salarios reales, el empleo y las transferencias del sector público, y el gasto público.

La discusión sobre las causas que explican el relativo estancamiento de la tercera y última etapa tampoco ha sido saldada. La visión neo-estructuralista (Damill et al., 2015) sostiene que el abandono del régimen de tipo de cambio real competitivo y estable, resultado del déficit fiscal creciente y la consecuente aceleración inflacionaria, fue el principal factor que explica el estancamiento de la última década. En cambio, para la visión alternativa (Amico, 2013), el origen del deterioro de la actividad fue la reducción de los gastos autónomos de la demanda agregada, principalmente del gasto público, en un contexto de endurecimiento de la restricción externa. Tras la crisis de 2008, la restricción externa tuvo un mayor impacto a través del canal comercial de la balanza de pagos, debido al retroceso del comercio internacional y a la caída de los precios de los *commodities*. Ello dio inicio a un período de creciente inestabilidad cambiaria que continua hasta la fecha. Durante esta última etapa, a los tradicionales problemas de cuenta corriente de origen real, se sumaron aquellos más vinculados con la dinámica de la cuenta capital y financiera, generando una frágil situación externa que condicionó el desempeño de la política fiscal (Medeiros, 2008; Médici, 2020; Vernengo & Pérez Caldentey, 2020).

3. DOS PROPOSICIONES EMPÍRICAMENTE CONTRASTABLES DEL SUPERMULTIPLICADOR SRAFFIANO

El MSS presenta tres características que lo distinguen de otros modelos de crecimiento liderados por la demanda.

1. La tasa de crecimiento del producto se encuentra determinada por la tasa de crecimiento de los *gastos autónomos* de la demanda agregada que no generan capacidad productiva.
2. La *inversión es una variable inducida* por el producto. La competencia entre capitales tenderá a establecer la técnica que permite minimizar costos, y así el *uso normal de la capacidad productiva*, determinada como una relación capital-producto puramente técnica. El análisis no asume ninguna relación funcional necesaria entre el cambio técnico y el crecimiento por lo que, dada la relativa persistencia de la técnica dominante, la relación capital-producto normal se asume constante durante el análisis.

3. La distribución del ingreso se encuentra mayormente determinada por factores políticos, históricos e institucionales que pueden considerarse como dados durante el análisis. Ello permite tratar a la distribución del ingreso como *exógenamente determinada* y por lo tanto hacer abstracción de los posibles efectos de la distribución en el proceso de crecimiento.

Actualmente existen diversas representaciones del MSS que permiten incorporar estos tres aspectos. Aquí presentamos una de ellas, mediante las siguientes ecuaciones:

$$Y_t = G_t + C_t + I_t + X_t - M_t \quad (1)$$

$$C = c_1 Y_t + C_{0t} \quad (2)$$

$$M_t = m_t Y_t \quad (3)$$

$$I_t = h_t Y_t \quad (4)$$

De acuerdo a la ecuación (1), el producto efectivo en el período t , Y_t , se determina por la demanda agregada, dada a su vez por la suma del gasto público, G_t , el consumo privado, C_t , la inversión, I_t y las exportaciones netas ($X_t - M_t$). La ecuación (2) descompone el consumo corriente entre sus componentes inducidos ($c_1 Y_t$) - c_1 es la propensión marginal al consumo neta de impuestos- y autónomos (C_{0t}). La ecuación (3) representa a las importaciones, M_t , como una variable inducida por el ingreso corriente, donde m_t es la propensión marginal a las importaciones. Finalmente, la ecuación (4) representa a la inversión como una variable también plenamente inducida, siendo h_t la participación de la inversión en el producto.

La demanda autónoma, Z_t , refiere a aquellos gastos que no se derivan de las decisiones de producción corrientes, ni están destinados a ampliar la capacidad productiva. Al respecto, vale la pena hacer dos tipos de consideraciones. La primera es que Z_t no es una variable que pueda ser explicada exclusivamente por factores puramente económicos, pues la evolución de sus componentes también depende de otros elementos, como factores institucionales, políticos y tecnológicos. El segundo es que este tipo de gastos no necesariamente debe concebirse como plenamente independientes del ciclo económico, pudiendo existir de hecho múltiples potenciales interacciones entre ambos. Por ejemplo, los hacedores de política económica pueden interiorizar una regla fiscal para decidir el nivel de gasto (Bougrine & Seccareccia, 2006; Médici et al., 2021). Es decir, el estudio de la dinámica económica a partir de la demanda efectiva no sólo debe considerar las demandas autónomas sino también los fenómenos sociales.

En esta versión del MSS, y en nuestros ejercicios empíricos, consideraremos como gastos autónomos a tres tipos de gastos: 1) el gasto público (tanto de consumo como inversión); 2) el gasto destinado a la construcción como proxy del consumo privado financiado con crédito o

mediante riqueza acumulada, y; 3) las exportaciones. Formalmente, definimos a los gastos autónomos como:

$$Z_t \equiv G_t + C_{0t} + X_t \quad (5)$$

Reemplazando (1), (2), (3) y (4) en (1) podemos obtener el nivel de producto como función del nivel de gastos autónomos, Z_t y el supermultiplicador, $SM = \frac{1}{(1-c_1)+m-h}$

$$Y_t = \frac{1}{(1-c_1)+m-h} Z_t \quad (6)$$

Ahora bien, hasta el momento el ratio de la inversión, h_t , se ha asumido como invariante ante cambios en la tasa de crecimiento. Ante un incremento en la demanda, en un primer momento, la producción responderá utilizando más intensivamente el stock de capital existente, i.e. aumentando la tasa de utilización, cuya dinámica puede representarse mediante la siguiente ecuación:

$$\frac{\dot{u}}{u_t} = (g_t^y - g_t^k) \quad (7)$$

La ecuación (7) representa a la tasa de variación de la tasa de utilización de la capacidad instalada como una función positiva de la diferencia entre la tasa de crecimiento del producto, g_t^y , y la tasa de crecimiento del stock de capital, g_t^k : si el producto crece más rápidamente que el stock de capital, la capacidad productiva existente deberá ser utilizada más intensamente, y lo contrario ocurre cuando el stock de capital crece más rápidamente que el producto.

A su vez, la dinámica de g_t^k viene determinada por la siguiente ecuación:

$$g_t^k = \frac{hu}{v} \quad (8)$$

Donde $v = \frac{K_t}{Y_t}$ representa la relación capital producto que, como mencionamos, se asume constante durante el análisis. De todos modos, las discrepancias entre el nivel efectivo de utilización y su nivel “normal”, u_n , técnicamente determinado una vez que la distribución es conocida, no pueden persistir indefinidamente con el crecimiento. Tarde o temprano, la competencia entre las distintas empresas por incrementar su participación en el mercado, las obligará a utilizar aquella técnica que permita minimizar costos, lo que implicará ajustar la capacidad productiva al nivel de producción, en su nivel normal. Podemos representar esa dinámica de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$\frac{\dot{h}}{h_t} = \gamma(u_t - u_n) \quad (9)$$

Es decir, si la capacidad instalada es superior a su nivel normal, las firmas incrementan la tasa de inversión para retornar al nivel deseado, i.e. h_t crece. Mientras que el parámetro $\gamma (< 1)$ representa la *lentitud* con la que ocurre este proceso. En efecto, dado que las decisiones de inversión llevan tiempo en llevarse a cabo (por ejemplo, los empresarios pueden demorar en darse cuenta de si los incrementos en la demanda son persistentes o no, o pueden demorar en decidir ampliar la capacidad productiva por los riesgos que ello conlleva, etc.), es esperable que solo las desviaciones suficientemente persistentes de la tasa efectiva respecto al nivel normal gatillen la decisión de ampliar la capacidad productiva. El cambio de h en el tiempo refleja el funcionamiento de lo que se conoce como un *acelerador flexible*, y su lentitud permite evitar la sobre-reacción de la inversión ante un incremento de la demanda; un hecho que no solo es implausible por la forma descentralizada en que las decisiones de inversión se toman en los sistemas capitalistas modernos (recordar el famoso *dictum* de Kalecki, “los capitalistas hacen muchas cosas como clase, pero no invierten como clase”), sino porque además es capaz de generar inestabilidades en los modelos *demand-led*, que no son típicamente observadas con el crecimiento económico, al menos cuando no existen restricciones de oferta relevantes como asumimos aquí¹.

Tomando logaritmos en la ecuación (6) y utilizando la ecuación (9) podemos obtener la tasa de crecimiento del producto fuera de una posición “plenamente ajustada”:

$$g_t^y = g_t^z + \frac{h_t \gamma (u_t - u_n)}{(1 - c_1 + m_t - h_t)} \quad (10)$$

La ecuación (10) sintetiza la dinámica del producto ante un cambio en la tasa de crecimiento de los gastos autónomos. Notar que cuando ello ocurre, g_t^y será *superior* a g_t^z porque la inversión debe crecer incluso a una tasa todavía más elevada. Ello es así por dos razones a) para sostener el nivel normal de utilización, *dada* la *mayor* tasa de crecimiento de los gastos autónomos; b) para *restituir* el nivel normal de utilización, dado que al inicio la mayor demanda solo puede satisfacerse haciendo un uso más intensivo del stock de capital existente. De hecho, de las ecuaciones (4) y (9) podemos derivar la tasa de crecimiento de la inversión:

$$g_t^I = g_t^y + \gamma(u_t - u_n) \quad (11)$$

que es superior a la tasa de crecimiento del producto, a su vez superior a la de los gastos autónomos. Como resultado, el share de los gastos autónomos se reduce y aumenta el de la

¹ El acelerador flexible resuelve de esta forma el problema de inestabilidad de Harrod (1939). Para un análisis detallado sobre este punto, ver Freitas y Serrano (2015)

inversión. Notar por último que, aquello que a primera vista puede manifestarse como un proceso de crecimiento “liderado por la inversión”, en tanto es el componente de la demanda agregada que presenta mayor dinamismo, es en realidad la expresión de que aquélla es una variable plenamente inducida por el producto, y que por lo tanto debe crecer a una tasa superior consistente con el uso normal de la capacidad.

Finalmente, a partir del sistema de ecuaciones dinámicas (7) y (9), podemos concluir que cuando $\dot{h} = \dot{u} = 0$, se cumplen las siguientes condiciones:

a) La tasa de crecimiento del producto coincide con la tasa de acumulación de capital, y ambas vienen determinadas por la tasa de crecimiento de los gastos autónomos:

$$g_t^k = g_t^y = g_t^z \quad (12)$$

b) La tasa de utilización coincide con su nivel normal, $u = u_n (= 1, \text{ por simplicidad})$, y el ratio de la inversión en el producto depende positivamente de la tasa de crecimiento del producto:

$$h^* = v g_t^z \quad (13)$$

Las condiciones (12) y (13) resumen dos proposiciones que pueden testarse para dar validez a las predicciones del MSS. A ello nos dedicaremos en la próxima sección.

4. METODOLOGÍA ECONOMETRICA Y SERIES UTILIZADAS

En esta sección, revisamos algunos antecedentes relacionados con el tema en estudio y presentamos la metodología econométrica empleada.

4.1 Antecedentes

Trabajos recientes han dado evidencia empírica sobre el funcionamiento del MSS. Entre ellos se encuentran Pérez-Montiel y Erbina (2020), quienes realizan un análisis para 16 países europeos; Avancini et. al (2016) y Braga (2020) para Brasil; Girardi y Pariboni (2016) y Haluska et al. (2021) para Estados Unidos; y Médici (2011) y Fiorito (2018) para Argentina.

Dos son los caminos usualmente utilizados para evaluar la validez empírica del MSS. La primera, partiendo de la contribución seminal de Médici (2011), estudia la relación de largo plazo entre el producto bruto y los gastos autónomos empleando un análisis de cointegración por la metodología de Johansen (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990) y de Engle y Granger (1987) a través de series de tiempo y datos de panel (Girardi & Pariboni, 2016). El análisis de cointegración permite estimar variables no estacionarias - frecuentemente las variables macroeconómicas lo son - para evaluar la existencia de, al menos, una tendencia común. De existir, es posible identificar aquélla variable que responde a los desequilibrios del

sistema para ajustar a la dinámica de largo plazo (i.e. identificar la variable “endógenamente débil”).

Otra aproximación empírica es a través de la función de inversión (ratio inversión-producto, nivel de inversión y/o tasa de crecimiento de la inversión). Este enfoque busca dar evidencia del ajuste de la capacidad productiva a la demanda. Avancini et al. (2016) realizan diversos ejercicios econométricos para testear la relación entre la tasa de inversión y la tasa de crecimiento de los gastos autónomos y del producto. Mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR) concluyen que las tasas de crecimiento rezagadas del producto explican la relación inversión producto, h -ver ecuación (13)-, y confirman la existencia de causalidad de Granger – o anticipación temporal-, acorde a la hipótesis del acelerador flexible. Fiorito (2018) toma la relación de largo plazo entre la propensión a invertir y la tasa de crecimiento de los gastos autónomos para la economía argentina, y llega a conclusiones similares.

En Braga (2020) se repiten los resultados para Brasil. En el análisis de los datos anuales para el período 1962-2015, la autora encuentra evidencia de que la variable h ajusta al crecimiento del producto. En ese trabajo se repite el test de causalidad de Granger para la relación entre la tasa de crecimiento de la inversión y la tasa de crecimiento de la demanda autónoma para las series trimestrales (1996-2015), y se concluye que la inversión es impulsada por los gastos autónomos. Como en el trabajo de Braga (2020) las variables estudiadas son no estacionarias y están cointegradas, el ajuste temporal entre las variables se evalúa mediante la metodología de Toda-Yamamoto (1995), que permite controlar por la relación de cointegración,.

Con la misma metodología, Haluska et al. (2021) revisan la relación entre la propensión a invertir y las tasas de crecimiento de la demanda final y de los gastos autónomos, para la economía estadounidense en el período 1985-2017. Nuevamente, como las variables son no estacionarias y se encuentran cointegradas, se recurre al test de Toda-Yamamoto, y se halla evidencia de que las distintas tasas de crecimiento causan en sentido de Granger la propensión a invertir, mientras que se rechaza la relación de causalidad en sentido inverso.

Pérez Montiel et al. (2023) exploran una metodología alternativa con el objetivo de eludir el posible vínculo entre Z y Y , derivado de la identidad de las cuentas nacionales. Los autores dan evidencia de cointegración por cuantiles entre los componentes inducidos (consumo e inversión) y los gastos autónomos (tomando la sumatoria del consumo y la inversión gubernamental, la inversión residencial, las exportaciones y los gastos en investigación y desarrollo) para la economía estadounidense durante el período 1960-2019. Adicionalmente, el trabajo establece una relación en el sentido de Granger desde los gastos autónomos a los inducidos, rechazando la relación inversa.

Girardi y Pariboni (2016) y Pérez-Montiel y Erbina (2020) definen a los gastos autónomos como la sumatoria de las exportaciones, el gasto público y el consumo autónomo, tomando como proxy para esta última variable la sumatoria del consumo financiado con crédito y el gasto en construcción residencial o el gasto en vivienda. Estos trabajos agrupan a los componentes de la demanda autónoma en una única variable (Z), pues no encuentran evidencia de una relación de largo plazo entre esas componentes y el producto, cuando las mismas son consideradas aisladamente. Vale la pena mencionar que Pariboni y Girardi (2016) hallan evidencia de causalidad simultánea en la relación de largo plazo entre el agregado Z y Y , que sin embargo desaparece cuando quitan el consumo financiado por crédito como componente autónomo.

4.2. Metodología

Con el objetivo de examinar las dos proposiciones empíricamente contrastables que se derivan del MSS presentado en la sección 3, se realizan dos ejercicios econométricos. En el primero se evalúa si el producto se encuentra determinado por los componentes autónomos de la demanda agregada, como se deriva de la ecuación (12) de la sección 3. La ecuación por testear puede expresarse de la siguiente forma:

$$Y_t = c + \theta Z_t, \text{ con } \theta > 0 \quad (14)$$

Para este primer ejercicio utilizaremos el enfoque de máxima verosimilitud de Johansen (1988), que consiste en estimar un modelo VEC que especifique simultáneamente las relaciones de corto y largo plazo entre las variables de interés mediante la estimación de un modelo VAR que incluye un término de Corrección al Equilibrio. De esta manera, es posible realizar estimación e inferencia para evaluar la presencia de cointegración y exogeneidad débil (i.e. validar un modelo uni-direccional o un sistema de ecuaciones) y, a su vez, casualidad de Granger².

Dado que la mayoría de las variables económicas son no estacionarias en niveles, los modelos VAR, generalmente se estiman en primeras diferencias. Si bien esto satisface el requisito de estacionariedad, también implica cierta pérdida de información respecto de la relación de largo plazo entre las variables e inclusive, una especificación incorrecta si las series están cointegradas. En este último caso, es necesario realizar una reparametrización del sistema para evitar un error de especificación y una regresión espuria, pues la presencia de procesos no estacionarios en los modelos VAR sin corrección al equilibrio genera problemas de sesgo en las estimaciones (Sims et al., 1990). En síntesis, la ventaja de esta metodología radica en que permite caracterizar las propiedades temporales de las series, conjuntamente con las posibles

² El test de Causalidad de Granger no implica causalidad en sentido estricto, es decir, cuál es la variable que *ajusta* cuando se producen desvíos de la relación de largo plazo (exogeneidad débil), sino simplemente anticipación temporal.

relaciones de cointegración, indicando también las eventuales direcciones de los modelos condicionales (exogeneidad débil).

El segundo ejercicio consiste en testear la existencia de un mecanismo de ajuste de la capacidad productiva a la demanda mediante el acelerador flexible, como se deriva de la ecuación (13). El análisis empírico pretende hallar evidencia de una relación positiva desde la sumatoria de los gastos autónomos hacia el ratio inversión-producto. Dado que encontramos que tanto h como g_z son estacionarias (ver abajo), para este ejercicio utilizamos un modelo VAR. Formalmente evaluaremos la siguiente relación

$$h_t = \alpha + \beta g_{zt} \text{ con } \beta > 0 \quad (15)$$

4.3. Series utilizadas y descripción de los datos

Utilizaremos series trimestrales de Argentina para el período 1993Q1 a 2021Q4. Como proxy del ingreso utilizaremos el producto bruto interno (Y), la inversión bruta interna fija en equipos de bienes durable de producción (I) y como variables autónomas: el consumo público (C_{pub}); exportaciones de bienes y servicios (X); consumo privado (C_{priv}), como la sumatoria de las series “construcción, otras construcción³ y otros activos fijos⁴; y ratio de inversión-producto (h). Utilizamos las series macroeconómicas provistas por la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (INDEC, Argentina) en términos reales, extrapolando la base de 1993 con la información de la serie de 2004, desestacionalizada. Trabajamos con las series en logaritmos.

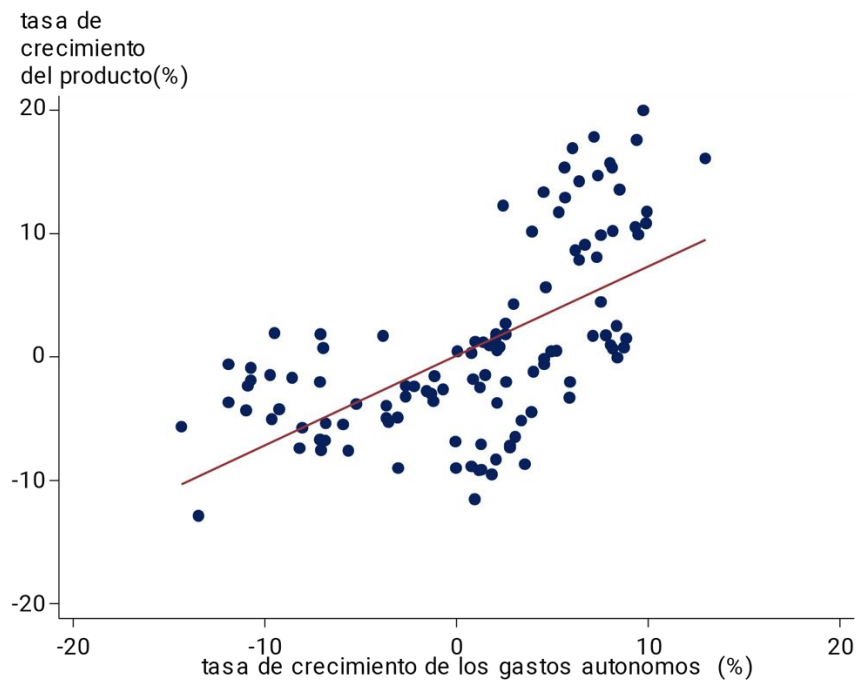
La elección de las variables autónomas busca seguir la definición de Serrano (1995), teniendo en cuenta la disponibilidad de datos estadísticos. En relación al consumo autónomo privado, de manera similar a los trabajos reseñados en la sección anterior, tomamos principalmente el gasto en construcción de viviendas y de otros activos fijos, incluyendo I&D.

En los siguientes gráficos mostramos la relación entre las principales variables de estudio: el crecimiento de los gastos autónomos y el producto (**Figura 1**) y el ratio de inversión con los gastos autónomos (**Figura 2**). En ambos gráficos se observa una correlación positiva entre las variables, en línea con lo que sugiere el MSS. En las próximas secciones investigaremos la existencia de una causalidad de largo plazo entre ellas.

³ Incluye Construcción por cuenta propia, Construcciones agropecuarias y Construcción de pozos petroleros.

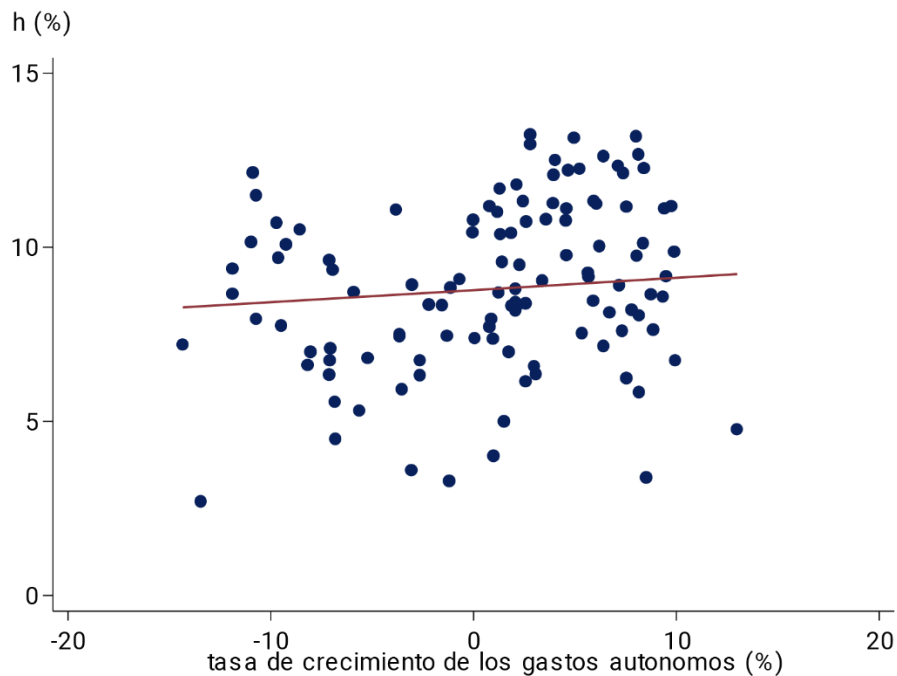
⁴ Incluye Investigación & Desarrollo (I&D) y Recursos biológicos cultivados.

FIGURA 1. TASA DE CRECIMIENTO DEL PRODUCTO VS TASA DE CRECIMIENTO DE LOS GASTOS AUTÓNOMOS



Fuente: Elaborado por los autores en base a datos de INDEC.

FIGURA 2. RATIO DE INVERSIÓN (% DEL PRODUCTO BRUTO INTERNO) Y CRECIMIENTO DE GASTOS AUTÓNOMOS



Fuente: Elaborado por los autores en base a datos de INDEC.

5. EJERCICIOS EMPÍRICOS

5.1. Primer ejercicio: sobre la relación entre los gastos autónomos (Z) y el producto (Y)

El primer ejercicio estudia la existencia de una potencial relación de cointegración entre Y y Z. Siguiendo el procedimiento para este tipo de análisis, en primer lugar, evaluamos la presencia de raíces unitarias en las series en niveles y en primeras diferencias a través del Test de Dickey-Fuller Aumentado, tomando el número de rezagos estadísticamente significativos.

TABLA 1. TEST DE RAÍZ UNITARIA DICKEY-FULLER AUMENTADO

| Variable | ADF |
|----------------|------------------------------------|
| y | t-adf(5)=1.359 |
| cpub | t-adf(8)= -2.449 ^{a,b} |
| cpriv | t-adf (8)=-2.170 ^a |
| x | t-adf(8)=-2.489 ^a |
| Δy | t-adf(8)= -2.946** |
| $\Delta cpub$ | t-adf(8)=-3.791** |
| $\Delta cpriv$ | t-adf(8)= -4.149 ** |
| Δx | t-adf(9)= -5.089 ** ^{a,b} |

Muestra 1993Q1-2021Q4.

Notas: El número entre paréntesis indica los rezagos del Test de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Las minúsculas indican que las variables están en logaritmos

*Nivel de Significatividad al 5%; ** Nivel de significatividad al 1%.

(a) constante significativa (b) tendencia significativa.

Las pruebas con las variables en niveles no rechazan la hipótesis nula de la existencia de raíces unitarias, mientras que sí hay evidencia para aceptar la hipótesis alterativa de que las variables en primeras diferencias son estacionarias (**Tabla 1**). Los test de estacionariedad permiten concluir que las variables de estudio son integradas de primer orden.

A continuación, se evalúa la presencia de cointegración mediante el test de traza y el test de máximo autovalor. El número autovalores significativamente distintos de cero (y el rango) indican las relaciones de largo plazo (**Tabla 2**).

TABLA 2. TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

| Máximo Rango | Autovalor | Traza | 5% valor crítico | 1% valor crítico |
|--------------|-----------|---------|------------------|------------------|
| 0 | | 74.08** | 62,99 | 70,05 |
| 1 | 0,28 | 38,28 | 42,44 | 48,45 |
| 2 | 0,17 | 18,18 | 25,32 | 30,45 |
| 3 | 0,11 | 5,09 | 12,25 | 16,26 |
| 4 | 0,04 | | | |

| Máximo Rango | Autovalor | Max Autovalor | 5% valor crítico | 1% valor crítico |
|--------------|-----------|---------------|------------------|------------------|
| 0 | | 35.80* | 31,46 | 36,65 |
| 1 | 0,28 | 20,10 | 25,54 | 30,34 |
| 2 | 0,17 | 13,09 | 18,96 | 23,65 |
| 3 | 0,11 | 5,09 | 12,52 | 16,26 |
| 4 | 0,04 | | | |

Muestra: 1994Q2-2021Q4

Notas: * Nivel de significatividad al 5% ** Nivel de significatividad al 1%

Se realiza un análisis de cointegración entre las variables tomando 5 rezagos, se incluyen *dummies* para los trimestres de 2002 (devaluación tras la salida del régimen de Convertibilidad), 2009 (crisis financiera internacional) y 2020 (pandemia COVID-19) y una tendencia restringida⁵.

El test de traza rechaza la hipótesis nula de la inexistencia de un autovalor distinto de cero, pero no rechaza la hipótesis nula de la existencia de a lo sumo un autovalor significativamente distinto de cero con niveles de confianza del 99 % y del 95 % para el estadístico ajustado por los grados de libertad. Asimismo, el test de máximo autovalor rechaza la hipótesis nula de la inexistencia de vectores de cointegración, pero no la hipótesis nula de la presencia de un autovalor distinto de cero, con niveles de confianza del 99 %.

Ante la presencia de una única relación de cointegración, las variables comparten una tendencia común y al menos una de las variables deberá responder a los desequilibrios de largo plazo para que el sistema ajuste a la dinámica de equilibrio. El Modelo VEC a estimar es el siguiente:

$$\Delta X_t = A_0 + \Phi \Delta X_{t-1} + \alpha \beta X_{t-1} \quad (16)$$

Donde X_t es el vector de variables potencialmente endógenas, la matriz Φ contiene información sobre el comportamiento de las variables en el corto plazo, α es la matriz de velocidades de ajuste al equilibrio de largo plazo y el término βX_{t-1} representa las relaciones de cointegración (Tabla 3).

TABLA 3: MODELO DE CORRECCIÓN AL EQUILIBRIO

| Relación de largo plazo | | | | | | |
|-------------------------|--------|----------------|-------|------|-----------------------|-------|
| Variable | Coef. | Error Estándar | z | P> z | [95% Intervalo conf.] | |
| y | 1,000 | . | . | . | . | . |
| c _{pub} | -0,509 | 0,07 | -6,89 | 0,00 | -0,65 | -0,36 |
| c _{priv} | -0,149 | 0,06 | -2,34 | 0,02 | -0,27 | -0,02 |
| x | -0,204 | 0,03 | -7,14 | 0,00 | -0,26 | -0,15 |
| tendencia | 0,002 | 0,00 | 3,20 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| constante | -2,734 | . | . | . | . | . |

| Ajuste a la relación de largo plazo | | | | | | |
|-------------------------------------|--------|----------------|-------|------|-----------------------|-------|
| Variable | Coef. | Error Estándar | z | P> z | [95% Intervalo conf.] | |
| Δy | -0,295 | 0,05 | -5,55 | 0,00 | -0,40 | -0,19 |
| Δc_{pub} | 0,040 | 0,19 | 0,21 | 0,83 | -0,33 | 0,41 |
| Δc_{priv} | -0,145 | 0,40 | -0,37 | 0,72 | -0,92 | 0,63 |
| Δx | 0,056 | 0,34 | 0,16 | 0,87 | -0,62 | 0,73 |

Muestra: 1994Q2 - 2021Q4

⁵ Fue necesario agregar una tendencia restringida en el espacio de cointegración ante la presencia de una tendencia lineal en las variables en niveles. El análisis pos-estimación confirma que la ecuación de cointegración es estacionaria alrededor de una tendencia determinística.

La especificación del modelo de corrección de errores corresponde a un modelo condicional en el cual el producto es la variable endógena y el consumo público, el consumo privado y las exportaciones son las variables *débilmente exógenas*. En efecto, los coeficientes de ajuste son significativamente distintos de cero solo para el caso de la variable Δy con un nivel de confianza del 99 %. El modelo VEC permite representar al producto a partir de un sistema uni-ecuacional:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & -0.295(y_{t-1} - 0.51c_{pub_{t-1}} - 0.15c_{priv_{t-1}} - 0.21x_{t-1} + 0.002t - 2.74) + 0.11 \\ & - 0.35\Delta y_{t-2} + 0.19\Delta y_{t-4} - 0.14\Delta c_{pub_{t-2}} + 0.12\Delta c_{pub_{t-3}} \\ & + 0.10\Delta c_{priv_{t-1}} + 0.08\Delta c_{priv_{t-3}} + 0.05\Delta c_{priv_{t-4}} - 0.06\Delta x_{t-1} \\ & - 0.03\Delta x_{t-3} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (17)$$

De acuerdo a la ecuación (17), un aumento (reducción) del 1% en el consumo público, en el consumo privado o en las exportaciones, incrementa (disminuye) el producto de largo plazo en un 0.51 %, un 0.15 % y un 0.20 % respectivamente. El VEC permite determinar no solo la *dirección* sino también la *velocidad* del ajuste. Partiendo de una situación de equilibrio, si en el período $t - 1$ al menos una de las variables débilmente exógenas se incrementa (se reduce), ello producirá inicialmente un desvío respecto a la relación de largo plazo con el producto. De este modo, siendo débilmente endógena, esta última variable se incrementará (disminuirá) en los períodos posteriores para restablecer esa relación. La proporción de dicho desvío que se corrige en el primer trimestre equivale al 29.50 % del desvío total respecto a la relación de largo plazo. Finalmente, el VEC estimado es estable (ven la **Figura 5** del ANEXO, para una prueba de la condición de estabilidad).

En resumen, la relación de cointegración encontrada, así como la determinación de las variables exógenamente débiles, validan un modelo condicional de la tasa de crecimiento del producto en función de los gastos autónomos.

5.2. Segundo Ejercicio: sobre la endogeneidad del ratio de la inversión

Pasamos ahora a evaluar la segunda hipótesis que se deriva del MSS, i.e. la presencia de un mecanismo de ajuste de la capacidad productiva al nivel de producción. Dado que en el primer ejercicio ya hemos determinado que el nivel de producción reacciona a los componentes autónomos de la demanda, analizaremos si la propensión a invertir (h) responde a la sumatoria de los gastos autónomos considerados previamente (g_z).

En algunos de los trabajos mencionados en la sección anterior, la variable h no presenta resultados definitivos sobre su orden de integración (Braga, 2020, p. 20; Haluska et al., 2021). Los mismos dependen del tipo de economía y del período temporal analizado. De manera

similar a lo observado para Brasil, la variable h muestra varios quiebres estructurales, por lo que su orden de integración para toda la serie resulta no estacionario.

Por consiguiente, a la luz de estos resultados no concluyentes sobre el orden de integración de h , tomamos un período más corto (1999Q1-2021Q4) –donde los resultados de h son robustos– para evaluar el segundo principio del SMM: que la inversión es un componente inducido por los gastos autónomos⁶.

TABLA 4. TEST DE RAÍZ UNITARIA DICKEY-FULLER AUMENTADO

| Variable | ADF |
|----------|---------------------------|
| h | t- $adf(4)=-3.583^{*a,b}$ |
| g_z | t- $adf(7)=-2.090^*$ |

Muestra: 1999:1-2021:4.

Notas: El número entre paréntesis indica los rezagos del Test de Dickey-Fuller aumentado (ADF).

*Nivel de significatividad al 5%; ** Nivel de significatividad al 1%.

(a) constante significativa al 5 % (b) tendencia significativa al 5 %.

Dado que la propensión a invertir (h) y la tasa de crecimiento de los gastos autónomos (g_z) son variables estacionarias, es posible utilizar un VAR para evaluar la relación entre ambas variables tal como se presentan en la ecuación (13) (Tabla 5). El modelo VAR contiene cinco rezagos y una variable dummy para el primer trimestre 2005 y los resultados se muestran en la Tabla 5. Dado que h es una variable estacionaria con tendencia determinística, se remueve la tendencia de la serie para la estimación del VAR.

⁶ En el apéndice realizamos el análisis para todo el período, donde la variable h no es estacionaria y está cointegrada con g_z , utilizando el test de Toda-Yamamoto, tal como lo realizaron Haluska et al. (2021).

TABLA 5. MODELO VAR

| Variable | Coef. | Error Estándar | z | P> z | [95% Intervalo conf.] | |
|----------------------|---------------|----------------|--------|-------|-----------------------|--------|
| h | | | | | | |
| h | | | | | | |
| L1 | 0,768 | 0,100 | 7,710 | 0,000 | 0,572 | 0,963 |
| L2 | -0,042 | 0,122 | -0,350 | 0,730 | -0,282 | 0,198 |
| L3 | -0,087 | 0,120 | -0,720 | 0,469 | -0,322 | 0,148 |
| L4 | 0,629 | 0,120 | 5,250 | 0,000 | 0,394 | 0,864 |
| L5 | -0,396 | 0,095 | -4,160 | 0,000 | -0,583 | -0,210 |
| g_z | | | | | | |
| L1 | 0,020 | 0,003 | 7,780 | 0,000 | 0,015 | 0,025 |
| L2 | 0,008 | 0,003 | 2,980 | 0,003 | 0,003 | 0,013 |
| L3 | 0,007 | 0,003 | 2,920 | 0,003 | 0,002 | 0,012 |
| L4 | 0,008 | 0,003 | 2,970 | 0,003 | 0,003 | 0,013 |
| L5 | -0,008 | 0,003 | -2,710 | 0,007 | -0,014 | -0,002 |
| dum05Q1 | -0,341 | 0,082 | -4,180 | 0,000 | -0,501 | -0,181 |
| constante | 0,210 | 0,061 | 3,450 | 0,001 | 0,091 | 0,330 |
| g_z | | | | | | |
| h | | | | | | |
| L1 | 1,717 | 4,327 | 0,400 | 0,691 | -6,763 | 10,198 |
| L2 | -2,637 | 5,312 | -0,500 | 0,620 | -13,048 | 7,775 |
| L3 | -1,592 | 5,216 | -0,310 | 0,760 | -11,815 | 8,631 |
| L4 | 2,821 | 5,206 | 0,540 | 0,588 | -7,383 | 13,024 |
| L5 | -3,331 | 4,136 | -0,810 | 0,421 | -11,438 | 4,776 |
| g_z | | | | | | |
| L1 | 0,071 | 0,110 | 0,650 | 0,516 | -0,144 | 0,287 |
| L2 | -0,136 | 0,113 | -1,200 | 0,229 | -0,358 | 0,086 |
| L3 | -0,191 | 0,110 | -1,730 | 0,083 | -0,407 | 0,025 |
| L4 | 0,698 | 0,111 | 6,310 | 0,000 | 0,481 | 0,915 |
| L5 | -0,263 | 0,128 | -2,060 | 0,039 | -0,514 | -0,013 |
| dum05Q1 | -4,876 | 3,546 | -1,370 | 0,169 | -11,826 | 2,074 |
| constante | 6,230 | 2,652 | 2,350 | 0,019 | 1,032 | 11,428 |

Muestra: 1999Q1-2021Q4.

Test de normalidad Jarque-Bera (error): 3.249 Chi(2) 0.1971

Test de Dickey-Fuller aumentado para rechazo de raíz unitaria Ho al 1 %.

Test del multiplicador de Lagrange: no hay autocorrelación.

La estimación del VAR confirma que el ratio inversión-producto responde a la variación en la tasa de crecimiento de los gastos autónomos: el ratio h aumenta en los trimestres 1 y 4, y corrige en el quinto. En cambio, la tasa de crecimiento de los gastos autónomos no responde a los cambios en h . Estos resultados se confirman al realizar un test de causalidad de Granger (Tabla 6).

TABLA 6. TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

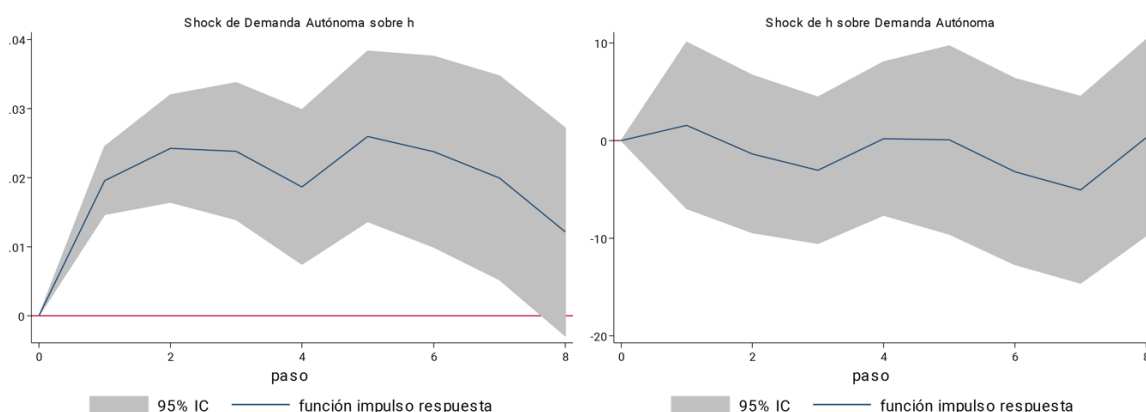
| Ecuación | Excluida | chi2 | df | Prob>chi2 |
|----------|----------|---------------|------|-----------|
| h | gz | 66,525 | 5,00 | 0,000 |
| gz | lhn | 5,652 | 5,00 | 0,342 |

H0: X (excluida) no causa Y.

Se encuentra evidencia para rechazar la hipótesis nula de que el crecimiento de la demanda autónoma no causa en sentido de Granger al cociente inversión-producto, con un nivel de confianza del 1 %. En cambio, no se rechaza la hipótesis de que h no antecede temporalmente a g_z .

Los gráficos de impulso-respuesta (Figura 3) confirman las dinámicas descriptas. Por un lado, un impulso a g_z tiene un efecto positivo en h (gráfico izquierda) y, por otro lado, un impulso a h no tiene efectos de corto plazo sobre g_z (gráfico derecha).

FIGURA 3. FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA



Estos resultados sugieren que el efecto de los gastos autónomos sobre el ratio h no se limita al período corriente, sino que se extienden en el tiempo (lo cual se aprecia en los efectos rezagados de g_z en h). Las estimaciones son consistentes, como mencionamos en la sección 3, con que las decisiones de inversión no son inmediatas, pues el incremento en la demanda debe percibirse como suficientemente persistente para generar la inmovilización de recursos requerido para incrementar la capacidad productiva.

Ello explica, a su vez, que la primera reacción ante el incremento en la demanda autónoma sea el incremento en la tasa de utilización. Si bien la decisión de ampliar (o reducir) la capacidad productiva puede llevar un tiempo considerable por los potenciales riesgos que implica, las firmas tampoco desean perder su participación en el mercado. En este sentido, la utilización más intensiva de la capacidad productiva es la esperada reacción inmediata ante la expansión de la demanda que, en una primera instancia, se presenta como inesperada. Luego de un tiempo, de persistir el incremento en los gastos autónomos, se concretará la ampliación del stock de capital para restituir el uso normal de la capacidad.

De aquí que, de acuerdo al MSS, ante un incremento persistente en la tasa de crecimiento de los gastos autónomos, la inversión crecerá proporcionalmente más: porque no solo debe responder al mayor crecimiento del producto, dada la técnica dominante; sino también a la necesidad de ampliar la capacidad productiva para restituir el nivel normal de utilización, que en un primer momento se desviará de su nivel normal. Este mecanismo es compatible con los resultados obtenidos. Los coeficientes estimados de la variación de la propensión a invertir rezagados tienen signo negativo, lo que podría sugerir que h primero *sobrerreacciona* ante el incremento de Z (la inversión crece más rápidamente que el producto) y luego ajusta (decrece) en la medida que el stock de capital retorna a su relación normal con el producto.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo realizamos diversos ejercicios empíricos cuyos resultados son consistentes con la visión *demand-led* sobre los determinantes del producto y de su tasa de crecimiento, representada por el MSS. En particular, testeamos *dos hipótesis* principales que se derivan de ese modelo. En el primer ejercicio econométrico, mostramos que la tasa de crecimiento del producto depende, en última instancia, de la tasa de crecimiento de los gastos autónomos. Evidencia de ello es que no solo encontramos una relación de *cointegración* entre distintos componentes autónomos de la demanda agregada (gasto público, gasto en construcción y exportaciones) y el nivel de producto, sino también que los gastos autónomos son las variables *débilmente exógenas*. Es decir, que el producto es la variable que ajusta a los desvíos de largo plazo de la relación entre el *PBI* y esos componentes autónomos. De este modo, nuestro análisis es consistente con la idea de que el incremento del gasto público no sólo no produce un efecto “expulsión”, por ejemplo con la inversión, como sostiene la corriente convencional, sino que estimula el crecimiento.

En el segundo ejercicio damos evidencia, en línea con el MSS, de que la *inversión es una variable inducida por el nivel de producto*. Esto es, del análisis de la dinámica de corto plazo entre ambas variables resulta que el crecimiento de los gastos autónomos es la variable que anticipa temporalmente a la inversión, pero la misma relación no se observa desde la inversión al producto bruto. Este resultado es simplemente una consecuencia de la competencia, que obliga a las firmas a emplear la técnica que permite minimizar costos.

A diferencia del primero, este resultado no es incompatible con la corriente económica convencional, pues, dado los “precios de los factores”, un incremento del producto tiende a generar un sendero de expansión que mantenga el cociente capital producto “normal”, determinado por cuestiones puramente técnicas una vez que la distribución es conocida. Sin embargo, la noción de inversión inducida sí parece contradecir a aquellas visiones de crecimiento *demand-led* que conciben a la inversión como una variable autónoma (Hein et al., 2011; Lavoie, 2022 cap. 6), cuya dinámica de crecimiento no guarda relación predeterminada con el producto.

7. REFERENCIAS

- Amico, F. (2013). Crecimiento, distribución y restricción externa en Argentina. *Circus, Revista Argentina de Economía*, 5, 31–80.
- Amico, F., & Fiorito, A. (2018). Inflación, crecimiento y balanza de pagos: El rol del tipo de cambio real. En F. Médici (Ed.), *Discusiones sobre el tipo de cambio: El eterno retorno de lo mismo* (pp. 39–84). UNM Editora.
- Amico, F., Fiorito, A., & Hang, G. (2015). *Producto Potencial y Demanda en el Largo Plazo: Hechos Estilizados y Reflexiones sobre el caso Argentino Reciente*. 35, 90.
- Avancini, D. P., Freitas, F. N. P., & Braga, J. D. M. (2016). Investimento E Crescimento Liderado Pela Demanda: Um Estudo Para O Caso Brasileiro Com Base No Modelo Do Supermultiplicador Sraffiano. *Anais Do XLIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting]*, Article 103. <https://ideas.repec.org//p/anp/en2015/103.html>
- Bougrine, H., & Seccareccia, M. (2006). El papel de los impuestos en la economía nacional. En P. Piégay & L. P. Rochon (Eds.), *Teorías monetarias poskeynesianas* (pp. 150–162). Ediciones Akal.
- Braga, J. (2020). Investment rate, growth, and the accelerator effect in the supermultiplier model: The case of Brazil. *Review of Keynesian Economics*, 8(3), 454–466.
- Damill, M., Frenkel, R., & Maurizio, R. (2002). *Argentina: Una década de convertibilidad. Análisis del crecimiento, el empleo y la distribución del ingreso*. Oficina Internacional del Trabajo. <http://repositorio.cedes.org/handle/123456789/3915>
- Damill, M., Frenkel, R., & Rapetti, M. (2015). Macroeconomic Policy in Argentina During 2002–2013. *Comparative Economic Studies*, 57(3), 369–400. <https://doi.org/10.1057/ces.2015.3>
- 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>

- Fiorito, A. (2018). *Supermultiplicador Clásico y Crecimiento Económico Dirigido por la Demanda en la Argentina* [Tesis de Maestría en Economía]. Universidad de Buenos Aires.
- Freitas, F., & Serrano, F. (2015). Growth Rate and Level Effects, the Stability of the Adjustment of Capacity to Demand and the Sraffian Supermultiplier. *Review of Political Economy*, 27(3), 258–281. <https://doi.org/10.1080/09538259.2015.1067360>
- Frenkel, R. (2003). Globalización y crisis financieras en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 80.
- Frenkel, R., Bonvecchi, C., & Fanelli, J. M. (1997). *Movimientos de capitales y comportamiento de la inversión en Argentina*. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/30931>
- Frenkel, R., & Rapetti, M. (2007). Política cambiaria y monetaria después del colapso de la convertibilidad. *Ensayos Económicos*, 46, 137–166.
- Girardi, D., & Pariboni, R. (2016). Long-run Effective Demand in the US Economy: An Empirical Test of the Sraffian Supermultiplier Model. *Review of Political Economy*, 28(4), 1–22. <https://doi.org/10.1080/09538259.2016.1209893>
- Haluska, G., Braga, J., & Summa, R. (2021). Growth, investment share and the stability of the Sraffian Supermultiplier model in the U.S. economy (1985–2017). *Metroeconomica*, 72(2), 345–364.
- Harrod, R. F. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *The Economic Journal*, 49(193), 14–33. <https://doi.org/10.2307/2225181>
- Hein, E., Lavoie, M., & van Treeck, T. (2011). Some instability puzzles in Kaleckian models of growth and distribution: A critical survey. *Cambridge Journal of Economics*, 35(3), 587–612. <https://doi.org/10.1093/cje/beq026>
- Iglesias, E. (2006). El papel del Estado y los paradigmas económicos en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 90.
- Izquierdo, A., Romero, R., & Talvi, E. (2008). *Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors* (Research Department Publications 4569). Inter-American Development Bank, Research Department.

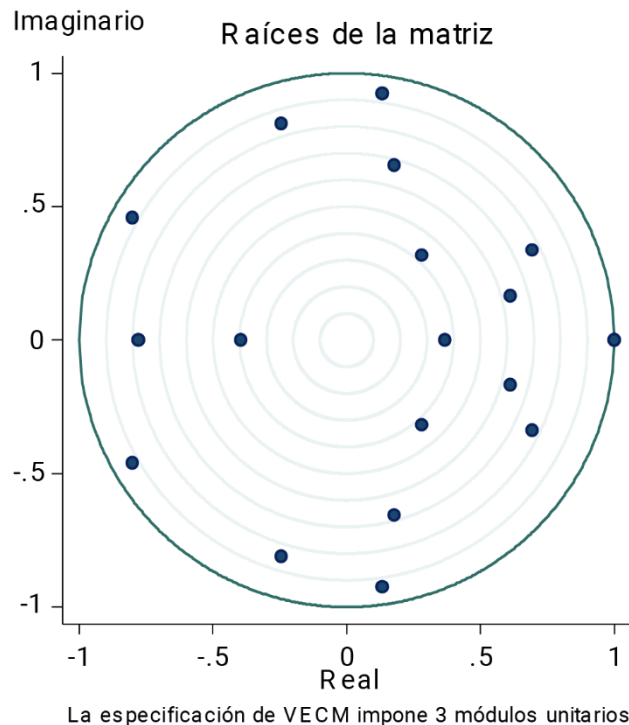
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
- Kregel, J. A. (2004). *External Financing For Development And International Financial Instability* (G-24 Discussion Paper 32; United Nations Conference on Trade and Development).
- Lavoie, M. (2022). Post-Keynesian Economics: New Foundations. En *Post-Keynesian Economics*. Edward Elgar Publishing. <https://www.elgaronline.com/display/book/9781839109621/9781839109621.xml>
- Medeiros, C. A. de. (2008). Financial Dependency and Growth Cycles in Latin American Countries. *Journal of Post Keynesian Economics*, 31(1), 79–99.
- Médici, F. (2011). Un análisis de cointegración del principio de la demanda efectiva en Argentina (1980-2007). *Ensayos Económicos*, 1(61–62), 103–137.
- Médici, F. (2020). Financial instability in peripheral economies: An approach from the balance-of-payments constraint. *Journal of Post Keynesian Economics*, 43(4), 515–539. <https://doi.org/10.1080/01603477.2020.1811126>
- Médici, F., Mario, A., & Fiorito, A. (2021). Questioning the effect of the real exchange rate on growth: New evidence from Mexico. *Review of Keynesian Economics*, 9(2), 253–269. <https://doi.org/10.4337/roke.2021.02.05>
- Ocampo, J. A. (2009). Latin America and the global financial crisis. *Cambridge Journal of Economics*, 33(4), 703–724.

- Penido de Freitas, M. C., & Prates, D. (2000). La experiencia de apertura financiera en Argentina, Brasil y México. *Revista de la CEPAL, ISSN 1682-0908, N°. 70, 2000, pags. 1-2, 2000.* <https://doi.org/10.18356/4d0a59ab-es>
- Pérez-Montiel, J. A., & Erbina, C. M. (2020). Autonomous expenditures and induced investment: A panel test of the Sraffian supermultiplier model in European countries. *Review of Keynesian Economics, 8(2), 220–239.* <https://doi.org/10.4337/roke.2020.02.05>
- Pérez-Montiel, J. A., Sansó, A., Ozcelebi, O., & Pariboni, R. (2023). Autonomous and induced demand in the United States: A long-run perspective. *Journal of Evolutionary Economics.* <https://doi.org/10.1007/s00191-023-00833-7>
- Serrano, F. (1995). *The Sraffian Supermultiplier.* University of Cambridge.
- Serrano, F., Freitas, F., & Bhering, G. (2019). The Trouble with Harrod: The fundamental instability of the warranted rate in the light of the Sraffian Supermultiplier. *Metroeconomica, 70(2), 263–287.* <https://doi.org/10.1111/meca.12230>
- Sims, C., Stock, J., & Watson, M. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica, 58(1), 113–144.*
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics, 66(1–2), 225–250.*
- Vernengo, M. (2010). Keynesianos ma non troppo. Una breve nota sobre la política macroeconómica después de la crisis. *Circus, Revista Argentina de Economía, otoño, 117–127.*
- Vernengo, M., & Pérez Caldentey, E. (2020). Modern Money Theory (MMT) in the Tropics: Functional Finance in Developing Countries. *Challenge, 63(6), 332–348.* <https://doi.org/10.1080/05775132.2020.1747729>

8. ANEXO

8.1 Condición de estabilidad del VEC del primer ejercicio (Sección 4.1)

FIGURA 4. CONDICIÓN DE ESTABILIDAD



8.2 Sobre la exogeneidad del ratio de inversión para el período 1993-2021 utilizando el Test Toda-Yamamoto.

Repetimos el segundo ejercicio de la sección 5.2 considerando el período de análisis completo, en el cual la variable ratio de la inversión presenta una raíz unitaria, con el fin de evaluar la causalidad de Granger entre la tasa de crecimiento de los gastos autónomos (g_z) y la propensión a invertir tomada en logaritmo (h). Seguimos los pasos usuales: primero determinamos el orden de integración de las variables, segundo testeamos si están cointegradas y, finalmente, evaluamos la causalidad temporal entre ellas.

Debido a que la serie h presenta quiebres y saltos, realizamos una Prueba de Raíz Unitaria con Punto de Quiebre y test de Phillips Perron, que revelan que la tasa de inversión es una variable $I(1)$ y la tasa de crecimiento de los gastos autónomos es $I(0)$.

TABLA 7. TESTS DE RAÍZ UNITARIA

| h | | Estadístico t |
|---|--|----------------------|
| Estadístico del test de Dickey-Fuller aumentado | | -3.917a,b |
| Estadístico del test Phillips-Perron | | -2.137 a |
| Δh | | Estadístico t |
| Estadístico del test de Dickey-Fuller aumentado | | -10.891** a |
| Estadístico del test Phillips-Perron | | -10.757** a |
| g_z | | Estadístico t |
| Muestra: | | |
| Estadístico del test de Dickey-Fuller aumentado | | -16.668**a |
| Estadístico del test Phillips-Perron | | -17.298**a |

*Nivel de significatividad al 5%; ** Nivel de significatividad al 1%.
(a) constante significativa (b) tendencia significativa.

A continuación, testeamos si las variables están cointegradas, confirmando que existe una relación de cointegración.

TABLA 8. TESTS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

| Data Trend | Ninguno | | Lineal | |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Tipo de test | Sin Intercepto | Sin Intercepto | Sin Intercepto | Sin Intercepto |
| | Sin tendencia | | Tendencia | |
| Traza | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Max-autovalor | 1 | 1 | 1 | 1 |

*Valores críticos basados en MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Finalmente, como las variables están cointegradas, realizamos la prueba de precedencia temporal de Toda-Yamamoto, utilizando un máximo de 8 rezagos según los criterios de estadísticas de prueba LR, error de predicción final e información de Akaike (la información de Schwarz y el criterio de información de Hannan-Quinn resultan en menos rezagos, pero sus resultados no cumplen con la condición de estabilidad).

TABLA 9. TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

| Ecuación | Excluida | chi2 | df | Prob > chi2 |
|-----------------|-----------------|-------------|-----------|-----------------------|
| h | g_z | 61,07 | 8 | 0,000 |
| g_z | h | 6,69 | 8 | 0,570 |

H0: X (excluida) no causa Y

Existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de que el crecimiento de la demanda autónoma no causa en el sentido de Granger al cociente inversión-producto, con un nivel de confianza del 1 %. Sin embargo, no se rechaza la hipótesis de que h no antecede temporalmente a g_z , lo que confirma los resultados obtenidos previamente.