



UNIVERSIDAD ESAN

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

ECONOMÍA Y NEGOCIOS INTERNACIONALES

La identificación de ecuaciones macroeconómicas de la Nueva Economía Keynesiana con choques pasados para Estados Unidos

Tesis para optar por el Título Profesional de Licenciado en Economía y Negocios Internacionales que presenta:

Autor:

Chávarri Martínez, Eduardo Abraham

Asesor:

Mantilla Gonzales de la Cotera, Eduardo Javier

ORCID N° 0000-0001-8182-3081

Lima, junio de 2023

Resultados del informe de similitud

Turnitin - Chavarri

ORIGINALITY REPORT

13%

SIMILARITY INDEX

12%

INTERNET SOURCES

5%

PUBLICATIONS

2%

STUDENT PAPERS

PRIMARY SOURCES

1	vocesporlalibertad.wordpress.com Internet Source	2%
2	repositorio.esan.edu.pe Internet Source	1%
3	www.bcentral.cl Internet Source	1%
4	repositorio.uca.edu.ar Internet Source	1%
5	repositorio.uct.edu.pe Internet Source	1%
6	Quiroz Marin, Oswaldo Rodolfo. "Peru 2002-2006 : funcion de reaccion del BCRP y las fluctuaciones del tipo de cambio.", Pontificia Universidad Catolica del Peru - CENTRUM Catolica (Peru), 2021 Publication	<1%
7	www.slideshare.net Internet Source	<1%
8	1library.co Internet Source	


Eduardo Mantilla

Esta tesis

LA IDENTIFICACIÓN DE ECUACIONES MACROECONOMICAS DE LA
NUEVA ECONOMÍA KEYNESIANA CON CHOQUES PASADOS PARA
ESTADOS UNIDOS

ha sido aprobada.



.....
JUBITZA MARIANA FRANCISKOVIC INGUNZA (Jurado Presidente)



.....
JOSÉ MANUEL AZAÑERO SAONA (Jurado)



.....
BILL GEE CABALLERO (Jurado)

Universidad Esan

2023

**LA IDENTIFICACIÓN DE ECUACIONES MACROECONOMICAS DE LA
NUEVA ECONOMÍA KEYNESIANA CON CHOQUES PASADOS PARA
ESTADOS UNIDOS**

Agradecimiento

A mis padres Eduardo y Clara, a mi hermana María, a mi compañera de vida Milagros y a Jesucristo, mi Dios y salvador.

“En mi humilde opinión, todas las cosas de este mundo ocurren matemáticamente”

René Descartes

Índice general

Resultados del informe de similitud	2
Hoja de aprobación	2
Hoja de agradecimiento	4
Resumen	9
Abstract.....	10
Introducción.....	11
Capítulo I: Planteamiento del problema	12
1.1 Descripción de la situación problemática	12
1.2 Formulación del problema económico	18
<i>1.2.1 Pregunta de investigación general</i>	18
<i>1.2.2 Pregunta de investigación específico</i>	19
1.3 Objetivo de la investigación	19
<i>1.3.1 Objetivo general</i>	19
<i>1.3.2 Objetivos específicos</i>	19
1.4 Justificación de la investigación	20
Capítulo II: Marco teórico	20
2.1 Antecedentes de la investigación	20
2.2 Bases teóricas	23
<i>2.2.1 Ecuaciones estructurales y cuestiones de endogenidad</i>	23
<i>2.2.2 Choques estructurales agregados como instrumentos</i>	26
<i>2.2.3 Identificación mediante choques estructurales: Intuición</i>	27
<i>2.2.4 Identificación mediante choques estructurales: Casos</i>	29
2.3 Hipótesis	35
<i>2.3.1 Hipótesis general</i>	35
<i>2.3.2 Hipótesis específica</i>	35
Capítulo III: Metodología.....	36
3.1 Diseño de la investigación	36
3.2 Introducción a la metodología	36
3.3 Estimadores de momento ingenuos (Barnichon & Mesters, 2020)	37
3.4 Inferencia con el estadístico AR restringido de Almon	40
3.5 Inferencia con un subconjunto del estadístico AR restringido de Almon	44
3.6 Descripción de variables relevantes de las estimaciones de las ecuaciones macroeconómicas	45
<i>3.6.1 Inflación</i>	45

3.6.2	<i>Brecha de desempleo</i>	46
3.6.3	<i>Brecha de producto</i>	47
3.6.4	<i>Tasa de interés nominal</i>	47
3.6.5	<i>Choques monetarios Romer & Romer (2004)</i>	48
3.6.6	<i>Choques de productividad Fernalds (2012)</i>	49
3.6.7	<i>Estadísticos descriptivos</i>	50
Capítulo IV: Resultados		50
4.1	Curva de Phillips	50
4.2	Ecuación de Euler	53
4.3	Regla de política monetaria	56
Conclusiones y recomendaciones		59
Referencias bibliográficas		62
Anexos.....		66

Índice de Figuras

Figura 1: Evolución de la teoría macroeconómica y escuelas económicas	14
Figura 2: Inflación (1970-2007).....	45
Figura 3: Tasa de desempleo (1970-2007).....	46
Figura 4: Brecha producto (1970-2007).....	47
Figura 5: <i>Federal Funds Rate</i> (1970-2007).....	48
Figura 6: Choques de política monetaria (1970-2007).....	49
Figura 7: Choques de productividad (1970-2007).....	49
Figura 8: Intervalo de confianza $AR_{a,s}$ del adelanto y rezago de la inflación.....	52
Figura 9: Intervalo de confianza $AR_{a,s}$ del adelanto de la inflación y la tasa de desempleo.....	53
Figura 10: Intervalo de confianza $AR_{(a,s)}$ del rezago de la tasa de desempleo y de la diferencia de la tasa de interés con la expectativa de inflación.....	55
Figura 11: Intervalo de confianza $AR_{(a,s)}$ del adelanto de la inflación y la tasa de desempleo.....	56
Figura 12: Intervalo de confianza $AR_{(a,s)}$ del rezago de la tasa de interés y la brecha	58
Figura 13: Intervalo de confianza $AR_{(a,s)}$ del adelanto de la inflación y la brecha producto.....	59

Índice de Tablas

Tabla 1: Estadísticos descriptivos de las variables.....	50
Tabla 2: Coeficientes estimados de la curva de Phillips.....	51
Tabla 3: Resultados de estimación de la curva de Phillips	51
Tabla 4: Coeficientes estimados de la ecuación de Euler.....	54
Tabla 5: Resultados de estimación de la ecuación de Euler	54
Tabla 6: Coeficientes estimados de la regla de política monetaria	57

Resumen

La estimación de las ecuaciones macroeconómicas que contienen expectativas de variables futuras es una tarea central de la investigación económica en el aspecto teórico y normativo. Sin embargo, en este campo de estudio, aun en la actualidad la econometría dominante no puede enfrentar rigurosamente el problema de endogenidad en presencia de instrumentos débiles. Afortunadamente, gracias al paso del tiempo, la investigación económica ha presentado metodologías alternativas que tratan con éxito el problema de endogenidad en presencia de instrumentos débiles a diferencia de estimaciones convencionales como el método de momentos generalizado. Esta investigación tiene el objetivo de presentar una metodología robusta a endogenidad en presencia de instrumentos débiles y de comparar sus resultados con estimaciones convencionales. Esta investigación concluye que la estimación alternativa propuesta en esta investigación cumple con los hechos estilizados acerca del comportamiento de las ecuaciones macroeconómicas de interés para Estados Unidos durante 1970 y 2007. Asimismo, también se concluye que los coeficientes estimados según la metodología alternativa propuesta y según metodologías convencionales son distintos. Es por eso que se puede recomendar considerar valores calibrados que hayan sido estimados a través de la metodología propuesta en el diseño de políticas monetarias basados en modelos dinámicos de equilibrio general estocástico.

Palabras clave: Endogenidad, instrumentos débiles, Curva de Phillips, Ecuación de Euler, Regla de política monetaria.

Abstract

The estimation of macroeconomic equations containing expectations of future variables is a central task of economic research in both theoretical and normative aspects. However, in this field of study, even today dominant econometrics cannot rigorously deal with the endogeneity problem in the presence of weak instruments. Fortunately, thanks to the passage of time, economic research has presented alternative methodologies that successfully deal with the endogeneity problem in the presence of weak instruments as opposed to conventional estimations such as the generalized method of moments. This research aims to present a robust methodology to endogeneity in the presence of weak instruments and to compare its results with conventional estimates. This research concludes that the alternative estimation proposed in this research complies with the stylized facts about the behavior of the macroeconomic equations of interest for the United States during 1970 and 2007. Likewise, it is also concluded that the coefficients estimated according to the proposed alternative methodology and according to conventional methodologies are different. That is why it can be stated that it is recommended to consider calibrated values that have been estimated through the proposed methodology, in the design of monetary policies based on dynamic stochastic general equilibrium models.

Keywords: Endogeneity, weak instruments, Phillips Curve, Euler Equation, Monetary Policy Rule, Monetary policy rule.

Introducción

A pesar de décadas de investigación, las estimaciones de las ecuaciones macroeconómicas con expectativas de variables futuras (*forward looking*) muestran que existe tanto una alta incertidumbre de muestreo como de especificación, esto desemboca en estimaciones sesgadas e inconsistentes. Una explicación común de estos problemas es que en las estimaciones convencionales las variables predeterminadas como instrumentos resultan ser instrumentos débiles.

Esto presupone un problema para los decisores de política pues en el diseño de políticas se hace uso de estas ecuaciones. Ante la necesidad de contar con una estimación para ecuaciones macroeconómicas que sea consistente, insesgada y eficiente, la relevancia de este estudio es evidente. Esta necesidad motivó esta investigación, la cual tiene el objetivo de identificar estas ecuaciones haciendo uso de una moderna y alternativa metodología que afronte rigurosamente el problema de endogenidad en un contexto de instrumentos débiles para Estados Unidos.

Esta investigación responde la pregunta acerca de si la estimación robusta a instrumentos débiles de los coeficientes de las ecuaciones macroeconómicas es congruente con los hechos estilizados macroeconómicos. Asimismo, se tiene como objetivo identificar las diferencias de los coeficientes de las ecuaciones macroeconómicas de Estados Unidos estimados con una metodología robusta a instrumentos débiles con una estimación convencional (GMM).

Se estiman ecuaciones macroeconómicas para Estados Unidos, durante un periodo comprendido entre los años 1970 y 2007 debido a que la presente investigación hace uso de información que no ha sido estimada o publicada en otros países, como es el caso del Perú.

Por ejemplo, la presente investigación hace uso de una serie de choques monetarios cuya estimación fue propuesta por Romer & Romer (2004). Sin embargo, estos choques monetarios aún no han sido estimados para el Perú.

En el primer capítulo de esta tesis, se realiza el planteamiento del problema en donde describe el contexto del estado del arte del campo de estudio de la estimación de ecuaciones macroeconómicas; se presentan las preguntas y objetivos de investigación, la justificación de la investigación. En el segundo capítulo, se presenta el marco teórico, este capítulo es expresado por los antecedentes de esta tesis, por las bases teóricas asociadas a la endogenidad, la teoría de la identificación de ecuaciones macroeconómicas haciendo uso de choques estructurales como instrumentos externos y las hipótesis. El tercer capítulo expresa las metodologías usadas en esta investigación, en el cuarto capítulo, se presentan los resultados de investigación.

Capítulo I: Planteamiento del problema

1.1 Descripción de la situación problemática

Los modelos de equilibrio general dinámico (DSGE) se han convertido en el principal referente de la modelización macroeconómica en la actualidad. Su extendido uso se debe a que estos modelos nos permiten analizar las respuestas de los agentes económicos ante cambios en su entorno, determinándose respuestas en un entorno de equilibrio general, en el cual todas las variables económicas endógenas se determinan de manera simultánea.

Según Walsh (2017), los trabajos más recientes que investigan el impacto de una política monetaria están basados en modelos de equilibrio general dinámico estocástico.

Por eso, se puede afirmar que los modelos de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE) son herramientas centrales y de uso frecuente por parte de las instituciones que

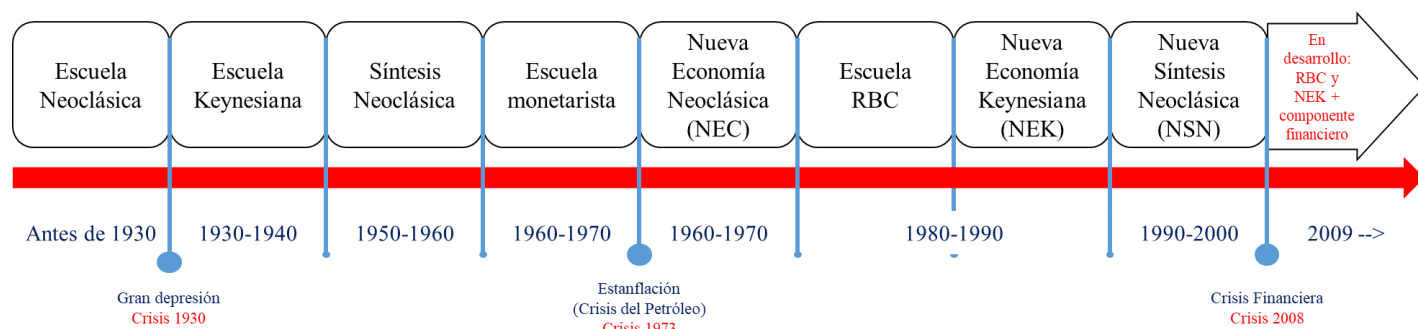
diseñan políticas monetarias y fiscales. Asimismo, Hamilton & Galindo (2018) mencionan que los modelos DSGE se pueden resumir en un conjunto de ecuaciones macroeconómicas.

Por lo tanto, se señala la relevancia de contar con metodologías de estimación de ecuaciones macroeconómicas que sean precisas, pues conforme las ecuaciones sean mejor estimadas, el modelo DSGE representará mejor la realidad económica y el diseño de políticas monetarias o fiscales serán más preciso.

En esta misma línea, la macroeconomía ha evolucionado de manera sostenida en las últimas décadas producto de las diferentes corrientes de pensamiento que se han dado en este campo de estudio. Es así, como hemos transitado desde la economía clásica pura hasta la macroeconomía dinámica con fricciones financieras, resultado de los desarrollos expuestos después de la crisis *Subprime* (Hamilton & Galindo, 2018).

Durante los últimos 20 años, el marco empleado más común en la economía monetaria y el análisis de la política monetaria ha incorporado la rigidez de los salarios nominales y/o de los precios en un marco de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) basado en un comportamiento de los agentes del modelo. Estos modelos DSGE con fricciones nominales suelen denominarse nuevo keynesianos (NEK) porque, al igual que los modelos más antiguos de la tradición keynesiana, la demanda agregada desempeña un papel central en la política monetaria (Walsh, 2017).

A continuación, se presenta la evolución de la teoría macroeconómica desde un punto de vista histórico, asimismo se desarrolla un panorama general de las escuelas económicas. (Hamilton & Galindo, 2018)

Figura 1. Evolución de la teoría macroeconómica y escuelas económicas

Fuente: Hamilton & Galindo (2018)

La macroeconomía moderna ha sido construida a partir de desarrollos académicos propuestos por escuelas históricas que han ido evolucionando a lo largo de la historia gracias a adversidades presentadas en la realidad económica. Una adversidad tal como la Gran depresión, en el año 1930, ocasionó que la escuela predominante pasara de ser la Escuela Neoclásica por la Escuela Keynesiana. Más adelante, la escuela de la síntesis Neoclásica reconciliaría el punto de vista neoclásico con el enfoque keynesiano. Entre 1950 y 1970 se aceptó en la academia que el modelo Neoclásico era adecuado para el estudio de la microeconomía y para el análisis de crecimiento económico, por otro lado, el enfoque keynesiano sería el más apropiado para el análisis de corto plazo. Una segunda gran adversidad fue la Crisis del Petróleo, en el año 1973, esta crisis mostro debilidades en la Escuela Neoclásica debido a que la curva de Phillips de esta escuela sólo contemplaba una relación inversa entre el desempleo y la inflación; sin embargo, en la Crisis del Petróleo se observó que ambas variables aumentaron. Esta escuela también fue criticada por Lucas debido a que no consideraba las expectativas racionales de los individuos en su modelación. Ante este contexto, se desconfió de las políticas económicas de la Síntesis Keynesiana y así al resurgir ideas Neoclásicas se posiciono en la historia una nueva escuela llamada la Nueva Economía Clásica (NEC), liderada por Robert Lucas. En la década de los 80 surgió una vertiente de la NEC llamada modelos de Ciclos Económicos Reales (RBC). A diferencia de la NEC, que consideraba que el principal impulso de los ciclos económicos era un shock

nominal (monetario), la escuela RBC consideraba que el principal impulso debía ser un shock real. Con esta principal diferencia, pero bajo los mismos supuestos de la escuela NEC, la escuela RBC ganó protagonismo en los 80 y la primera mitad de los 90 debido a la capacidad de replicar los hechos estilizados de la economía norteamericana. De manera paralela a los modelos RBC, se desarrolló un enfoque Keynesiano, que desembocaría en el surgimiento de la Escuela de la Nueva Economía Keynesiana, esta última hace énfasis en la competencia monopolística y en el ajuste costoso de precios. A mediados de los 90 surge un consenso entre los modelos RBC y los modelos NEK. A este consenso se le conoce como la Nueva Síntesis Neoclásica (NSN). La NSN está basada, por un lado, en los modelos RBC al incorporar optimización intertemporal y expectativas racionales dentro de modelos macroeconómicos dinámicos; por otro lado, la NSN toma elementos de la NEK tales como competencia monopolística y ajuste costoso de precios (rigidez de precios). (Hamilton & Galindo, 2018)

La presente investigación presenta ecuaciones de la escuela Nuevo Keynesiana (NEK), debido a que las ecuaciones a estimar consideran expectativas racionales en la evolución de los precios, y también a causa de asumir que existen costos de ajuste en los precios. Sin embargo, la escuela más asociada al presente trabajo de investigación es la escuela de la Nueva Síntesis Neoclásica (NSN) pues el modelo principal de esta escuela es conformado por tres ecuaciones: la curva IS dinámica, la curva de Phillips, y la regla de política monetaria. Estas tres ecuaciones son estimadas en el presente trabajo de investigación.

Lamentablemente, existe un obstáculo en el campo de estudio de la estimación de estas ecuaciones macroeconómicas nuevo keynesianas; las estimaciones convencionales no son robustas a problemas de identificación o endogenidad (Kleibergen & Mavroeidis, 2009). En otras palabras, en el campo del estudio de la estimación de ecuaciones macroeconómicas,

las variables explicativas de las ecuaciones macroeconómicas son endógenas pues tienen una correlación con el término del error que no es nula.

Según Greene (2020), sin el supuesto de que las perturbaciones y los regresores no están correlacionados, ninguna de las pruebas de consistencia o insesgadez del estimador de mínimos cuadrados siguen siendo válidas.

Según Hayashi (2000), una variable explicativa es endógena (cuenta con un problema de identificación) si no es ortogonal al término de error. Al contar con estas variables, las estimaciones convencionales, como la estimación de mínimos cuadrados ordinarios, resultará en un sesgo por endogenidad. El término sesgo se refiere a que el resultado de la estimación de mínimos cuadrados (u otras modificaciones convencionales de los mínimos cuadrados) resultan en estimadores inconsistentes (persistentemente sesgado) de los coeficientes del modelo de interés (Greene, 2020).

Desde las investigaciones de Frisch (1934) y Reiersol (1941), la literatura ha abordado tradicionalmente los problemas de endogenidad en la macroeconomía utilizando variables predeterminadas como instrumentos.

Según Greene (2020), para abordar correctamente el problema de la endogenidad y preservar la consistencia de la estimación se debe de cumplir la condición de exogenidad y la condición de relevancia. La exogenidad explica una correlación nula de los instrumentos con el término del error. Asimismo, la condición de relevancia explica que se debe de dar una correlación no nula y no baja (cercana a 0) entre los instrumentos y las variables explicativas endógenas. En otras palabras, la condición de relevancia se cumple siempre y cuando exista una correlación fuerte entre los instrumentos y las variables explicativas endógenas.

Según Andrews, Stock & Sun (2019), en las estimaciones que usan variables instrumentales, los instrumentos se denominan débiles si su correlación con las variables explicativas endógenas es cercana a cero. Cuando esta correlación es suficientemente pequeña, las aproximaciones convencionales a la distribución de las estimaciones suelen ser poco fiables. En otras palabras, se cuenta con instrumentos débiles si no se cumple la condición de relevancia, condición explicada en el párrafo anterior. En particular, en un contexto de instrumentos débiles, los estimadores pueden estar sesgados y las pruebas individuales e intervalos de confianza pueden fallar.

En la actualidad, a pesar de décadas de investigación, es generalmente aceptado que las variables predeterminadas usadas como instrumentos para superar el problema de la endogenidad resultan ser instrumentos débiles, y posiblemente incluso resulten ser instrumentos inválidos (Barnichon & Mesters, 2020).

En otras palabras, en la actualidad, las estimaciones de las ecuaciones macroeconómicas muestran tanto una alta incertidumbre de muestreo como una alta incertidumbre de especificación debido a la presencia de variables endógenas y contar con un problema de muchos instrumentos (Yogo, 2004).

Dado que la econometría dominante de la actualidad no puede hacer frente al problema de la endogenidad en las ecuaciones macroeconómicas de una manera rigurosa se vuelve muy relevante el planteamiento y la evaluación de nuevas metodologías que puedan lidiar con estos problemas.

Dentro del enfoque econométrico frecuentista, se presenta una novedosa metodología propuesta por Barnichon & Mesters (2020) que hace frente a los dos problemas que se presentan en las estimaciones instrumentales de estas ecuaciones macroeconómicas: a la presencia de instrumentos débiles y al problema de muchos instrumentos.

Por otro lado, el enfoque econométrico bayesiano también presenta una metodología robusta a instrumentos débiles (Giacomini, Kitagawa & Read, 2021).

1.2 Formulación del problema económico

Conforme a lo descrito en la situación problemática, se busca evaluar los resultados de la estimación propuesta por Barnichon & Mesters (2020) con respecto a estimaciones convencionales, como el método de momentos generalizado (GMM).

Usando la metodología de Barnichon & Mesters (2020) y la metodología generalizada de momentos (GMM), se estimarán 3 ecuaciones macroeconómicas cuya participación en los modelos DSGE nuevo keynesianos es generalizada.

A continuación, se presentan las 3 ecuaciones por estimar:

- La nueva curva de Phillips híbrida neokeynesiana (Gali & Gertler, 1999).
- La ecuación de Euler/Curva dinámica IS (Fuhrer & Rudebusch, 2004).
- La regla de política monetaria (Clarida, Galí & Gertler (2000) y Mavroeidis (2010)).

Se estiman estas ecuaciones debido a que resultan ser fundamentales en la escuela NSN debido a que incorpora conceptos tales como la optimización intertemporal y expectativas racionales dentro de modelos económicos RBC y también porque toma elementos de modelos NEK, como la competencia monopolística y rigideces de precios. (Hamilton & Galindo, 2018)

1.2.1 Pregunta de investigación general

¿Por qué los coeficientes de las ecuaciones macroeconómicas estimados según la metodología de Barnichon & Mesters (2020) son congruentes con los hechos estilizados?

1.2.2 *Pregunta de investigación específica*

¿En qué medida difieren los coeficientes estimados de la curva de Phillips según la metodología propuesta con respecto a las estimaciones convencionales?

¿En qué medida difieren los coeficientes estimados de la ecuación de Euler según la metodología propuesta con respecto a las estimaciones convencionales?

¿En qué medida difieren los coeficientes estimados de la regla de política monetaria según la metodología propuesta con respecto a las estimaciones convencionales?

1.3 Objetivo de la investigación

1.3.1 *Objetivo general*

Determinar que los coeficientes de las ecuaciones macroeconómicas con expectativas de variables futuras (*forward looking*) presentadas para Estados Unidos estimados bajo la metodología de Barnichon & Mesters (2020) son congruentes con los hechos estilizados porque, en su formulación metodológica, sus estimaciones son robustas al problema de endogenidad en presencia de instrumentos débiles.

1.3.2 *Objetivos específicos*

Definir en qué medida difieren los coeficientes estimados de la curva de Phillips según la metodología propuesta con respecto a las estimaciones convencionales.

Definir en qué medida difieren los coeficientes estimados de la ecuación de Euler según la metodología propuesta con respecto a las estimaciones convencionales

Definir en qué medida difieren los coeficientes estimados de la regla de política monetaria según la metodología propuesta con respecto a las estimaciones convencionales

1.4 Justificación de la investigación

El tema de investigación se justifica en el aspecto teórico debido a que presenta una metodología robusta a endogenidad con presencia de instrumentos débiles en un contexto en el que la econometría dominante actual no puede hacer frente al problema de la endogenidad con presencia de instrumentos débiles en las ecuaciones macroeconómicas de una manera rigurosa.

Asimismo, el tema de investigación se justifica en el aspecto metodológico debido a que el presente trabajo de investigación recomienda el uso de una nueva metodología que genera conocimiento válido y confiable.

Por otro lado, la justificación en el aspecto práctico es explicada por la necesidad de las instituciones encargadas de diseñar políticas monetarias y fiscales de considerar el planteamiento de nuevas metodologías como la de Barnichon & Mesters (2020). Esto es así porque en el diseño de políticas monetarias y fiscales, a través de modelos de equilibrio general estocástico (DSGE), se deberían de considerar valores calibrados que hayan sido estimados a través de metodologías modernas y robustas a los problemas actuales tales como la de Barnichon & Mesters (2020).

Capítulo II: Marco teórico

2.1 Antecedentes de la investigación

El primer antecedente corresponde al artículo publicado por Mavroeidis, Plagborg-Møller & Stock (2014). Ellos revisaron las principales estrategias de identificación y la evidencia empírica sobre el papel de las expectativas en la curva de Phillips nuevo keynesiana, prestando especial atención a la cuestión de instrumentos débiles.

Se analizaron las propiedades de los distintos métodos econométricos de información limitada utilizados en la literatura y explicaron por qué se producen resultados contradictorios.

Presentaron que los investigadores se enfrentan a una incertidumbre de especificación sustancial. Concluyeron que la literatura ha llegado al límite de lo que se puede aprender sobre la curva de Phillips Nuevo Keynesiana a partir de series temporales macroeconómicas agregadas, y se determina que se necesitan nuevos enfoques de identificación y nuevos conjuntos de datos para alcanzar un consenso empírico.

El segundo artículo de referencia corresponde al artículo presentado por Mavroeidis (2010). El objetivo de su investigación era revisar la estimación de la ecuación de la regla de política monetaria de Clarida et al. (2000) y examinar su resultado, a la luz de las preocupaciones sobre el nivel de identificación de los parámetros del modelo.

Una de las conclusiones de su investigación radica en la existencia de una clara necesidad de utilizar métodos robustos de identificación para la inferencia en modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (DSGE), ya que las conclusiones pueden diferir mucho de las obtenidas con métodos no robustos cuando falla la identificación.

El tercer artículo de referencia corresponde a la publicación de Yogo (2004). En su trabajo, se examinó cómo afectan los instrumentos débiles a la identificación de la elasticidad de sustitución intertemporal (EIS) mediante la ecuación de Euler.

Los métodos convencionales de estimaciones con instrumentos dan como resultado un enigma empírico en el cual la EIS es significativamente menor que 1 pero su recíproca no es diferente de 1.

Este trabajo muestra que los instrumentos débiles afectan a la identificación de la EIS y que los instrumentos débiles pueden explicar el enigma. Asimismo, presentaron intervalos de confianza válidos para los estimadores de los coeficientes de la EIS.

El cuarto antecedente y el artículo de referencia de esta investigación corresponde a la publicación de Banichon & Mesters (2020). Ellos presentaron un enfoque econométrico frecuentista que consiste en utilizar secuencias de choques estructurales identificados independientemente como variables instrumentales.

Según Stock & Watson (2016), los choques son entendidos como perturbaciones macroeconómicas imprevistas. Algunos ejemplos son una subida imprevista de la tasa de interés de referencia por parte del banco central, un aumento inesperado de los precios del petróleo debido a interrupciones del suministro (perturbación de la oferta de petróleo), una mejora inesperada de la productividad (perturbación de la productividad) y un cambio imprevisto de la demanda agregada (perturbación de la demanda).

Estos choques inducen cambios inesperados en los valores de las variables económicas, por ejemplo, un choque contractivo de la política monetaria aumenta el tipo de interés a corto plazo. Como estos choques son autónomos, no están correlacionados con otros choques y al ser imprevistos, no están correlacionados en serie.

Al no estar correlacionados con otros choques y estar correlacionados con variables macroeconómicas, es natural considerarlas en el contexto del estudio de variables instrumentales o de estimaciones por el método generalizado de momentos (GMM).

La metodología que desarrollan Barnichon & Mesters (2020) es robusta frente a instrumentos débiles y al problema de muchos instrumentos. En su investigación, estiman una curva de Phillips utilizando perturbaciones monetarias como instrumentos y presentan

que los métodos convencionales subestiman sustancialmente la pendiente de la curva de Phillips. De esta forma, presentan una moderna estimación robusta a instrumentos débiles y expresan la existencia de diferencias en los resultados de su estimación con respecto a estimaciones convencionales.

Finalmente, se presenta un artículo realizado por Giacomini, Kitagawa & Read (2020) como antecedente final. En este artículo, se presenta un modelo de estimación bayesiana robusta de vectores autoregresivos (SVAR) donde los parámetros de interés se identifican mediante instrumentos externos, o 'proxy SVARs'.

En su artículo, se presentan resultados sobre la validez frecuentista del enfoque en SVAR. También exploran el efecto de la fuerza del instrumento en la inferencia sobre el conjunto identificado.

2.2 Bases teóricas

2.2.1 Ecuaciones estructurales y cuestiones de endogenidad

De manera introductoria, se considera la siguiente ecuación general que contiene expectativas de variables futuras (*forward-looking*):

$$y_t = \gamma_b y_{t-1} + \gamma_f E_t(y_{t+1}) + \lambda x_t + e_t, \quad (1)$$

donde y_t es la variable de interés que depende de su propio rezago, su valor esperado $E_t(y_{t+1})$, una variable no observable x_t y una perturbación e_t . La expectativa $E_t(\cdot)$ es tomada con respecto al conjunto de información \mathcal{F}_t en el tiempo t .

La variable x_t típicamente es no observable pues está formulada con respecto a desviaciones de su nivel natural. Por ejemplo, si x_t fuera la brecha del desempleo esta variable dependería de un nivel de precios flexible que no se puede observar.

Los coeficientes estructurales de interés son γ_b , γ_f y λ . La estimación de estos parámetros es complicada debido a problemas de endogenidad.

Para observar más de cerca los problemas de endogenidad se reescribe la ecuación de la siguiente manera:

$$y_t = \gamma_b y_{t-1} + \gamma_f y_{t+1} + \lambda \hat{x}_t + \underbrace{e_t - \gamma_f (y_{t+1} - E_t(y_{t+1})) - \lambda (\hat{x}_t - x_t)}_{u_t}, \quad (2)$$

donde \hat{x}_t es una aproximación observable para la variable x_t .

De esta manera las tres primeras variables de la mano derecha de la ecuación (2) son observables y u_t es un término de error inobservable.

Se puede distinguir tres fuentes de endogenidad:

- Sesgo de la ecuación simultánea y confusión con el término de error:

El término del error podría afectar simultáneamente a y_t y a \hat{x}_t a través del sistema de ecuaciones simultáneas, en el que tendríamos que $E_t(\hat{x}_t u_t) \neq 0$.

- Error de medición en la variable x_t :

Dado que la variable x_t es inobservable y está sujeta a errores de medición podríamos tener que $E_t(\hat{x}_t u_t) \neq 0$.

- Expectativas de inflación no observadas:

Dado que $E_t(y_{t+1})$ es inobservable y está sujeta a errores de medición podríamos tener que $E_t(y_{t+1} u_t) \neq 0$.

Este conjunto de problemas de endogenidad implica que no se puede utilizar metodologías como la de mínimos cuadrados ordinarios para estimar consistentemente los parámetros estructurales en la ecuación (2).

El enfoque tradicional para manejar los problemas de endogenidad es tratar a la variable y_{t-1} como predeterminada y usar los rezagos de las variables observables como instrumentos. Para ilustrar esto se expresa $z_t^l = (y_{t-2}, \widehat{x_{t-1}})$, y se plantean las condiciones bajo las cuales las 3 fuentes del sesgo por endogenidad desaparecen cuando usamos a z_t^l como instrumento.

- a. $E(e_t, z_t^l) = 0$ pues $E_{t-1}(e_t) = 0$ planteándose así que el término del error no presenta correlación serial.
- b. $E((y_{t+1} - E_t(y_{t+1})), z_t^l) = 0$ pues $E_t(y_{t+1} - E_t(y_{t+1})) = 0$ bajo expectativas racionales y aplicando la ley de expectativas iteradas.
- c. $E((\widehat{x}_t - x_t)z_t^l) = 0$ planteándose así que la medición del error $\widehat{x}_t - x_t$ no presenta correlación serial.

Esto implica que $E(u_t z_t^l) = 0$ y z_t^l satisface la condición de estricta exogenidad.

Asimismo, lo mismo se puede concluir para todo z_{t-j}^l con $j \geq 0$.

Desafortunadamente, este enfoque se enfrenta a 2 fuertes obstáculos, ya que es difícil encontrar variables económicas rezagadas que sean exógenas y estén fuertemente correlacionadas con los valores esperados de las variables futuras (Barnichon & Mesters, 2020).

En primer lugar, los instrumentos macroeconómicos rezagados suelen ser instrumentos débiles, lo que puede dar lugar a una considerable incertidumbre en el muestreo y a la sensibilidad de las estimaciones de los parámetros a pequeños cambios en las opciones de especificación (Mavroeidis, Plagborg-Møller y Stock, 2014).

Además, los métodos de inferencia convencionales para calcular los errores estándar y los límites de confianza fallan cuando los instrumentos son débiles (Kleibergen y Mavroeidis, 2009).

En segundo lugar, el uso del rezago de variables macroeconómicas como instrumentos requiere que ninguno de los componentes del término de error u_t esté autocorrelacionado. Una forma potencial de evitar este problema es aumentar la longitud del rezago de los instrumentos. Por ejemplo, utilizar z_{t-4} en lugar de z_t como instrumentos.

Lamentablemente, esta solución conduce a un compromiso entre la condición de exogeneidad y la condición de relevancia, ya que el aumento de la longitud del rezago empeora drásticamente el problema de los instrumentos débiles (Mavroeidis, Plagborg-Møller y Stock, 2014, p163).

2.2.2 *Choques estructurales agregados como instrumentos*

En esta sección se muestra que las secuencias de choques estructurales (bien elegidos) son instrumentos válidos para identificar los coeficientes en ecuaciones como (2). Sea ε_t^i el choque estructural con media igual a cero del tipo i para el período de tiempo t . Dependiendo de la aplicación ε_t^i puede ser un choque monetario, fiscal, de tecnología, de crédito, de precio del petróleo, o algún otro choque estructural.

La idea en este trabajo es usar las secuencias de choque estructurales pasados para identificar los coeficientes de la ecuación (2). Se define $\varepsilon_{t:t-H}^i \equiv (\varepsilon_t^i, \dots, \varepsilon_{t-H}^i)'$ como una serie de choques estructurales pasados de h periodos.

Las siguientes condiciones deben de cumplirse para considerar a los choques estructurales $\varepsilon_{t:t-H}^i$ como instrumentos válidos:

Exogenidad: $E(\varepsilon_{t:t-H}^i u_t) = 0$

Relevancia: $E\left(\varepsilon_{t:t-H}^i(y_{t-1}, y_{t+1}, \hat{x}_t)\right)$ (*Rango igual a numero de columnas*)

La condición de exogenidad y relevancia implican que la validez de los instrumentos depende de la ecuación estructural de interés, pues los instrumentos no deben estar correlacionados con la perturbación de la ecuación de interés y deben estar fuertemente correlacionados con las variables que conforman la ecuación de interés.

Por ejemplo, los choques de demanda agregada suelen ser instrumentos válidos para identificar una ecuación de oferta agregada, y los choques de oferta agregada serán válidos para identificar una ecuación de demanda agregada.

2.2.3 *Identificación mediante choques estructurales: Intuición*

En esta sección, se presenta alguna intuición mostrando que el enfoque elegido reformula el problema de la identificación de los coeficientes estructurales como un problema bien conocido en macroeconomía: la identificación de las respuestas de impulso de choques estructurales agregados.

Se inicia reescribiendo las condiciones de exogenidad y relevancia en términos de respuestas de impulso a los choques estructurales $\varepsilon_{t:t-H}^i$. Para hacerlo de forma sencilla, suponemos por el momento que todas las variables son estacionarias, que los choques estructurales no están correlacionados entre sí y que las variables macro $y_{t-1}, y_{t+1}, \hat{x}_t$ y el residuo u_t pueden escribirse como funciones lineales de los choques estructurales.

Se presenta a \mathcal{R}_h^j que es el impulso respuesta de la variable j_t para $j = u, y, \hat{x}$ con cuando se dio un choque estructural ε_{t-H}^i hace H periodos.

Bajo estos supuestos, las condiciones de exogenidad y relevancia pueden replantearse como sigue:

Exogenidad: $\mathcal{R}_h^u = 0 \quad \forall h = 0, \dots, H,$

La condición de exogenidad reformulada implica que la función de respuesta al impulso del residuo u_t al choque estructural es igual a cero. Intuitivamente, cuando los parámetros macro $(\lambda, \gamma_f, \gamma_b)$ se fijan en sus valores reales, la respuesta al impulso del u_t residual debe ser cero (bajo una especificación correcta). Esta intuición también se puede rescatar de la condición de exogenidad presentada en la sección anterior.

Relevancia: $[\mathcal{R}_{h-1}^y, \mathcal{R}_{h+1}^y, \mathcal{R}_h^{\hat{x}}]$ *(Linealmente independientes)*

La condición de relevancia reformulada establece que las respuestas al impulso de las variables $\hat{x}_t, y_{t-1}, y_{t+1}$ no son linealmente dependientes.

A continuación, posmultiplicamos la ecuación (2) por ε_{t-h}^i y se toma la expectativa y se utiliza la condición de exogeneidad para utilizar la condición de exogenidad para obtener una ecuación de funciones de respuesta al impulso que preserven los coeficientes de interés:

$$\mathcal{R}_h^y = \gamma_b \mathcal{R}_{h-1}^y + \gamma_f \mathcal{R}_{h+1}^y + \lambda \mathcal{R}_h^{\hat{x}_t} \quad \forall h = 0, \dots, H \quad (3)$$

La expresión (3) implica que toda la información necesaria para recuperar los coeficientes de la ecuación estructural está codificada en las funciones de respuesta al impulso a los choques estructurales.

Inclusive, se puede identificar los coeficientes de la ecuación macroeconómica a partir de una regresión convencional de la respuesta al impulso de la variable de y sobre su

propio rezago y adelanto, y sobre la respuesta al impulso de la variable x_t , es decir, a partir de una regresión en el "espacio de respuesta al impulso". (Barnichon & Mesters, 2020).

La condición relevancia puede considerarse entonces como la condición de no multicolinealidad de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios presentada en (3).

Es importante señalar que la dinámica de las respuestas al impulso de $(y_{t-1}, y_{t+1}, \hat{x}_t)$ tiene que ser lo suficientemente grande como para que exista un único vector de parámetros $(\lambda, \gamma_f, \gamma_b)$ que satisfaga (3). En otras palabras, el horizonte de las funciones impulso respuesta debe ser lo suficientemente grande para estimar correctamente el vector de parámetros de interés $(\lambda, \gamma_f, \gamma_b)$.

2.2.4 Identificación mediante choques estructurales: Casos

Para ilustrar el enfoque propuesto, se analizó tres importantes ecuaciones estructurales: la curva de Phillips de Phillips, la ecuación de Euler (para la producción o el consumo) y la regla de política monetaria del banco central.

En cada caso, se argumenta que las secuencias de choques estructurales bien elegidos pueden considerarse como instrumentos válidos bajo supuestos relativamente suaves.

Curva de Phillips:

Se presenta la curva de Phillips híbrida nuevo keynesiana (Gali y Gertler, 1999) dada por

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \lambda x_t + e_t^s, \quad (4)$$

donde π_t es la inflación, la brecha de producción $x_t = g_t - g_t^n$ depende del nivel natural de producción g_t^n y e_t^s denota algunos factores exógenos (posiblemente autocorrelacionados) de empuje de costes (*cost-push factors*).

Los parámetros de interés γ_b , γ_f , y λ suelen ser funciones de parámetros estructurales profundos de un modelo subyacente (Galí, 2015).

Obsérvese que la curva de Phillips encaja de forma natural en el marco general presentado en la ecuación (1).

Reescribiendo la ecuación (4) para enfatizar los problemas de endogenidad se obtiene:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f \pi_{t+1} + \lambda \hat{x}_t + \underbrace{\varepsilon_t^s - \gamma_f (\pi_{t+1} - E_t(\pi_{t+1})) - \lambda (\hat{x}_t - x_t)}_{u_t} . \quad (5)$$

La curva de Phillips incluye las tres fuentes de endogenidad: (i) los factores de empuje de costos pueden afectar simultáneamente a la inflación y a la variable x_t a través de la respuesta sistemática de la política monetaria a la evolución de la inflación (Kareken y Solow, 1963; McLeay y Tenreyro, 2018), (ii) el error de medición en la variable x_t supone un problema de endogenidad, ya que el nivel natural de producción no se observa, y (iii) expectativas de inflación no observadas.

Ahora se argumenta que los shocks monetarios $\varepsilon_{t:t-H}^m$ —desviaciones del banco central de su comportamiento típico (Romer y Romer, 2004; Cochrane, 2004) son instrumentos válidos para identificar la curva de Phillips, es decir, que son tanto (i) exógenos como (ii) relevantes.

- Exogenidad:

La condición de exogeneidad $E(\varepsilon_{t:t-H}^i) = 0$ se cumple si los shocks monetarios son ortogonales a (i) los factores de costos, (ii) a el error de medición en la brecha de producción, y (iii) a el error de medición en las expectativas de inflación.

Mientras que la respuesta sistemática de la política monetaria a la inflación puede crear una correlación entre la brecha del producto y los factores de empuje de

costos, los choques monetarios son innovaciones en la conducción sistemática de la política monetaria (Galí, 2015; McLeay y Tenreyro, 2018).

Por eso los choques monetarios deberían ser ortogonales a los factores de empuje de costos y la condición (ii) se cumple bajo el supuesto de que el dinero es neutral bajo precios flexibles, un supuesto relativamente suave y poco controvertido. (Barnichon & Mesters, 2020).

La condición (iii) se cumple bajo una expectativa racional o siempre que las medidas de las expectativas de inflación estén disponibles y sean precisas.

- Relevancia:

Los shocks monetarios son instrumentos relevantes si afectan a la inflación y a la brecha de producción. Esto implica que (además de la curva de Phillips (4)), debe existir una curva IS subyacente, es decir, una ecuación que vincule la brecha de producción con el nivel del tipo de interés (y, por tanto, con los shocks monetarios).

Este enfoque no se basa en la especificación de ninguna curva IS paramétrica, sino en la existencia de dicha curva, de modo que el tipo de interés oficial afecte a la brecha de producción.

Dado que la existencia de una curva IS dinámica (DIS) es la piedra angular de la mayoría de los modelos macroeconómicos, se considera no controvertida.

Además, dado que la curva de Phillips (4) incluye tres variables endógenas (el rezago de la inflación, la inflación futura y la brecha de producción), el cumplimiento de la condición de relevancia requiere que los valores predichos en la primera etapa de las variables endógenas no formen un conjunto linealmente dependiente.

De la intuición presentada líneas arriba, se deduce que la condición de relevancia se cumple si y solo si las respuestas al impulso del rezago de la inflación,

la inflación futura y la brecha de producción no forman un conjunto linealmente dependiente entre sí.

Con una curva de Phillips híbrida ($\gamma_b > 0$), esto se garantiza incluso si la brecha de producción x_t sigue solo un proceso de aleatorio independiente e idénticamente distribuido básico, por lo que volvemos a considerar esta condición como no controvertida.

Naturalmente, sin embargo, como se subraya en la literatura (Kleibergen y Mavroeidis, 2009), la condición de rango no es suficiente para una estimación e inferencia fiables debido al problema de los instrumentos débiles.

La ecuación de Euler:

Se considera una ecuación de Euler linealizada de la forma:

$$x_t = \gamma_b x_{t-1} + \gamma_f E_t(x_{t+1}) + \lambda(i_t - E_t(\pi_{t+1})) + r_t^n, \quad (6)$$

donde r_t^n es el nivel natural de la tasa de interés y x_t puede ser el logaritmo de la brecha producto así como el producto en la ecuación de Euler o el logaritmo del consumo agregado como en la ecuación de Euler del consumo.

Según Barnichon & Mesters (2020), esta ecuación constituye la base de muchas investigaciones empíricas sobre la curva dinámica IS subyacente al modelo nuevo keynesiano (Fuhrer y Rudebusch, 2004), o sobre la elasticidad de sustitución intertemporal (Hall, 1988a; Yogo, 2004; Ascari, Magnusson y Mavroeidis, 2016).

Reescribiendo la ecuación (6) para enfatizar los problemas de endogenidad se tiene lo siguiente:

$$\widehat{x}_t = \gamma_b \widehat{x}_{t-1} + \gamma_f E_t(\widehat{x}_{t+1}) + \lambda(i_t - \pi_{t+1}) + u_t, \quad (7)$$

donde

$$u_t = \lambda r_t^n - \lambda(\pi_{t+1} - E_t(\pi_{t+1})) - \gamma_f \left(\widehat{x}_{t+1} - E_t(\widehat{x}_{t+1}) + \sum_{i=0,1} (-\gamma_b)^i (\widehat{x}_{t-i} - x_{t-i}) \right),$$

donde el residuo u_t captura el sesgo de endogenidad de (i) la confusión de los movimientos en el tipo de interés real (por ejemplo, de choques de productividad, Galí, 2015), (ii) error de medición en la brecha de producción y (iii) las expectativas de inflación y de brecha de producción no observadas.

En este caso, los choques monetarios son buenas opciones a considerar como instrumentos válidos para identificar (7). Las razones son similares al caso de la curva de Phillips.

La única diferencia es que los factores de confusión ya no son choques de empuje de costos, sino choques del tipo de interés real natural, por ejemplo, choques de productividad (Galí, 2015).

Una vez más, el supuesto común de que la política monetaria es neutral bajo precios flexibles implica que los choques monetarios son ortogonales a los movimientos del tipo de interés natural, lo que significa que los choques monetarios también satisfacen la condición de exogeneidad para la ecuación de Euler.

Otro conjunto de posibles candidatos para los instrumentos exógenos son los factores de empuje de costos. Estos son instrumentos relevantes siempre que exista una curva de Phillips subyacente y una regla subyacente con una dinámica suficientemente rica (que no es necesario especificar), de manera que las respuestas al impulso de las tres variables endógenas de la ecuación de Euler (la inflación, la brecha de producción y el tipo de interés nominal) no sean funciones lineales entre sí.

La regla de política monetaria:

Se presenta una versión simplificada de la regla del tipo de interés de Clarida, Galí y Gertler (2000) y Mavroeidis (2010) que viene dada por

$$i_t = \gamma_b i_{t-1} + \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \lambda x_t + \varepsilon_t^m, \quad (8)$$

donde i_t denota el tipo de interés nominal, x_t la brecha de producción y ε_t^m el choque de política monetaria.

Reescribiendo la ecuación (8) para enfatizar los problemas de endogenidad se tiene lo siguiente:

$$i_t = \gamma_b i_{t-1} + \gamma_f \pi_{t+1} + \lambda \hat{x}_t + u_t, \quad (9)$$

donde

$$u_t = \varepsilon_t^m + \gamma_f (E_t(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}) + \lambda (x_t - \hat{x}_t).$$

Las fuentes de sesgo de endogeneidad en (9) son la confusión de los shocks monetarios, las expectativas de inflación no observadas y el error de medición en la brecha de producción.

En este caso, los shocks de productividad son instrumentos válidos siempre que exista alguna curva de Phillips y curva IS subyacentes con una dinámica lo suficientemente rica (que no es necesario especificar), de manera que las respuestas al impulso de la inflación y la brecha de producción a esos shocks no sean funciones lineales entre sí.

2.3 Hipótesis

2.3.1 *Hipótesis general*

Los coeficientes de las ecuaciones macroeconómicas con expectativas de variables futuras (*forward-looking*) estimados a través de la metodología propuesta por Barnichon & Mesters (2020) son congruentes con los hechos estilizados.

Son congruentes en el sentido que la estimación propuesta está de acuerdo con la generalización, es decir una amplia aceptación académica, de las estadísticas del comportamiento de los agentes económicos. Asimismo, son congruentes debido a que, metodológicamente, sus estimaciones son robustas al problema de endogenidad en presencia de instrumentos débiles.

De ser cierta la hipótesis general, en la actualidad, la metodología de Barnichon & Mesters (2020) debería tomarse como una importante contribución en la academia económica pues presenta un modo seguro de estimar ecuaciones macroeconómicas nuevo keynesianas. Esto se debe a la consistencia, insesgidez y robustez a la heterocedasticidad y autocorrelación de la estimación en presencia de instrumentos débiles.

2.3.2 *Hipótesis específicas*

Los coeficientes estimados de la curva de Phillips según la metodología propuesta difieren de los coeficientes estimados a través de estimaciones convencionales.

Los coeficientes estimados de la Ecuación de Euler según la metodología propuesta difieren de los coeficientes estimados a través de estimaciones convencionales.

Los coeficientes estimados de la regla de política monetaria según la metodología propuesta difieren de los coeficientes estimados a través de estimaciones convencionales.

De ser ciertas las hipótesis específicas, y dado que las estimaciones convencionales son inconsistentes, desde un punto de vista econométrico, en el diseño de políticas monetarias y fiscales no se deberían usar metodologías convencionales para estimar ecuaciones macroeconómicas debido a que no son robustas a instrumentos débiles en un contexto en el que las variables de las ecuaciones a estimar son endógenas. De ser ciertas las hipótesis específicas, se puede decir nuevamente que la metodología de Barnichon & Mesters (2020) contribuye a la academia económica al presentar un modo seguro de estimar ecuaciones macroeconómicas bajo un enfoque econométrico frecuentista.

Capítulo III: Metodología

3.1 Diseño de la investigación

La investigación es de carácter cuantitativo y longitudinal pues se usa un vasto conjunto información que expresa el cambio en el tiempo de variables macroeconómicas.

En definitiva, la investigación es explicativa, pues la metodología propuesta busca identificar claramente las relaciones de causa-efecto de las ecuaciones macroeconómicas afrontando rigurosamente la inconsistencia por endogenidad en la ecuación a estimar y la insesgadez producto del uso de instrumentos débiles cuando se hacen estimaciones instrumentales convencionales.

3.2 Introducción a la metodología

La metodología de Barnichon & Mesters (2020) consiste en proyectar las ecuaciones estructurales de interés en un espacio abarcado por los valores presentes y pasados de algunos choques estructurales bien elegidos (que cumplan las condiciones de exogenidad y relevancia). En la sección en la que se describen las fuentes de endogenidad en la curva de Phillips, la ecuación de Euler y la regla de política monetaria, se presentan los choques

estructurales que habría que usarse como instrumentos para cada ecuación macroeconómica correspondiente.

La metodología propuesta tiene el objetivo de estimar coeficientes de ecuaciones macroeconómicas haciendo frente a

- Endogenidad en los datos
- Presencia de instrumentos débiles
- Problema de muchos instrumentos

Se plantea la inferencia de los parámetros del modelo general con expectativas de variables futuras en (1) utilizando choques estructurales como instrumentos.

Para facilitar la exposición, consideremos la siguiente representación compacta del modelo:

$$y_t = w_t' \delta + u_t, \quad (10)$$

donde

$$w_t = (y_{t-1}, y_{t+1}, \hat{x}_t) \quad y \quad \delta = (\gamma_b, \gamma_f, \lambda)'$$

Aunque los choques estructurales no suelen ser observados, la literatura ha producido una variedad de aproximaciones a los choques estructurales, que son suficientes para llevar a cabo una inferencia basada en variables instrumentales (Stock y Watson, 2018).

Para distinguir entre los choques estructurales y sus aproximaciones denotamos estos últimos por ξ_t^i y trabajamos bajo el supuesto de que ξ_t^i está correlacionado con solo con ε_t^i y no con otros choques estructurales. Por lo tanto, los argumentos de identificación de la sección anterior se supone que se mantienen cuando sustituimos $\varepsilon_{t:t-H}^i$ por $\xi_{t:t-H}^i$.

3.3 Estimadores de momento ingenuos (Barnichon & Mesters, 2020)

Dada la secuencia de h aproximaciones del choque estructural (i) $\xi_{t:t-H}^i$, un enfoque directo para estimar los coeficientes de la ecuación de interés δ es utilizar estimadores del método generalizado de los momentos. En general, siguiendo el tratamiento del libro de texto de White (1984) podemos considerar estimadores de la forma:

$$\widehat{\delta}^{IV} = (S'_{\xi w} \widehat{\Omega}_{\xi} S_{\xi w})^{-1} S'_{\xi w} \widehat{\Omega}_{\xi} y, \quad (11)$$

donde $S_{\xi w} = \frac{1}{n} \sum_{t=H+1}^n \xi_{t:t-H}^i w'_t$, $S_{\xi y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \xi_{t:t-H}^i y'_t$ y $\widehat{\Omega}_{\xi}$ es un “weight” matriz definida positiva. Según Wooldridge (2002), la estimación será consistente si y solo si la matriz $\widehat{\Omega}_{\xi}$ es una matriz definida positiva. Sin embargo, la estimación más eficiente según White (1984) es aquella en la que $\widehat{\Omega}_{\xi}$ es la inversa de la matriz de varianzas y covarianzas.

Un conjunto de supuestos generales bajo los cuales $\sqrt{n}(\widehat{\delta}^{IV} - \delta_0)$ converge a una distribución normal se da en White (1984). Sobre la base de esta aproximación de límites normales, podemos realizar pruebas de hipótesis y construir intervalos de confianza.

White (1984), en su trabajo hace uso de teoría asintótica para poder estimar de forma robusta (consistente) la matriz de varianzas y covarianzas del término del error en una estimación. La “weight matrix” es la inversa de la estimación robusta de la matriz de varianzas y covarianzas de White. Esta “weight” matriz es incorporada en estimaciones para alcanzar estimaciones eficientes en presencia de heterocedasticidad en la matriz de varianzas y covarianzas.

Sin embargo, con respecto al método generalizado de momentos, según Barnichon & Mesters (2020) este enfoque es ingenuo, pues no enfrenta rigurosamente dos problemas: instrumentos débiles y muchos instrumentos.

En primer lugar, los choques estructurales no tienen por qué explicar la gran parte de la varianza de las variables macroeconómicas, cuando esto sucede los shocks son instrumentos débiles. En consecuencia, la distribución normal limitante del estimador convencional de momentos $\hat{\delta}^{IV}$ proporciona una mala descripción del comportamiento de la muestra finita del estimador (Staiger y Stock, 1997).

En segundo lugar, normalmente queremos considerar el número de choques estructurales entre $H = 12$ y $H = 20$ para los datos trimestrales, ya que este es el horizonte para el que se suele encontrar respuestas al impulso macroeconómico significativamente diferentes de cero (Barnichon & Mesters, 2020).

En línea con la intuición presentada en la estimaciones de los coeficientes de las ecuaciones macroeconómicas a través de las funciones impulso respuesta, se señala que la dinámica de las respuestas al impulso de $(y_{t-1}, y_{t+1}, \hat{x}_t)$ tiene que ser lo suficientemente extensa como para que exista un único vector de parámetros $(\lambda, \gamma_f, \gamma_b)$ que satisfaga (3). Por lo tanto, toda estimación que esté basada en la reciente literatura de instrumentos externos debe considerar un horizonte de choques lo suficientemente largo para que se pueda dar una identificación (Ramey, 2016).

Sin embargo, cuando el número de instrumentos utilizados es grande en relación con el tamaño de la muestra, nos enfrentamos a un problema de muchos instrumentos, y nuevamente la aproximación asintótica tradicional para el estimador del momento $\hat{\delta}^{IV}$ proporciona una mala descripción de su comportamiento en muestras finitas (Bekker, 1994).

Además, con muchos instrumentos, las pruebas de hipótesis basadas en los estadísticos robustos de instrumentos débiles convencionales tienen una potencia pobre y propiedades de tamaño (Andrews y Stock, 2007).

3.4 Inferencia con el estadístico *AR* restringido de Almon (2020)

El enfoque de inferencia usado en esta investigación sigue la literatura de robustez de los instrumentos débiles al considerar estadísticas de prueba para las que la distribución límite no depende de la fuerza de los instrumentos (Andrews, Stock y Sun, 2019). Además, se explota la intuición del concepto de la respuesta al impulso para reducir el número de instrumentos efectivos, evitando así el problema de los muchos instrumentos.

Considere testear la hipótesis $H_0: \delta = \delta_0$. De la condición de exogenidad estricta $E(\xi_{t:t-H}^i u_t) = 0$, se puede testear H_0 considerando el modelo de rezago distribuido:

$$y_t - w_t' \delta_0 = \theta' \xi_{t:t-H}^i + \eta_t, \quad (12)$$

donde θ es el $(H + 1) \times 1$ impulso respuesta del residuo u_t con respecto a la variables de aproximación de los choques estructurales $\xi_{t:t-H}^i$, y η_t es una perturbación. Nótese que se ha cambiado la notación de los impulsos respuestas de \mathcal{R} a θ para expresar que son los impulsos respuesta de las aproximaciones de los choques estructurales.

Según lo explicado en la sección que presenta la intuición de la identificación de los coeficientes de las ecuaciones macroeconómicas a través de las funciones impulso respuesta se presentó que \mathcal{R}_h^j es el impulso respuesta de la variable explicativa j_t para $j = u, y, \hat{x}$ al choque estructural ε_{t-H}^i . Asimismo, según lo explicado al final de la sección de introducción a la metodología, los choques estructurales no suelen ser observados, es por eso que la literatura ha producido una variedad de aproximaciones a los choques estructurales. Se trae nuevamente la idea que para distinguir (en la presente investigación) entre los choques estructurales y sus aproximaciones denotamos estos últimos por ξ_t^i y se asume que ξ_t^i está fuertemente correlacionado con ε_t^i . Por lo tanto, sustituimos $\varepsilon_{t:t-H}^i$ por $\xi_{t:t-H}^i$, y así se

presenta a θ_h^j que es el impulso respuesta de la variable explicativa j_t para $j = u, y, \hat{x}_t$ a la aproximación del choque estructural ξ_{t-H}^i .

En línea con la ecuación (12) y bajo la hipótesis nula, la condición de estricta exogenidad implica que el impulso respuesta θ del error es 0. Entonces, la hipótesis nula $H_0: \delta = \delta_0$ se puede implementar testeando si $\theta = 0$. Intuitivamente, para valores de los parámetros macroeconómicos cercanos a sus valores reales, la respuesta al impulso del residuo $u_t = y_t - w_t' \delta_0$ a las variables proxies de los choques estructurales no debería ser diferente de cero. Por el contrario, para valores alejados del parámetro, la respuesta al impulso del residuo debería ser una combinación de las respuestas al impulso de y_t (la variable del lado izquierdo de la ecuación macroeconómica) y las respuestas al impulso de \hat{x}_t , el futuro y pasado de y_t (las variables del lado derecho de la ecuación macro) y, por tanto, ser distinta de cero.

Este enfoque para realizar la inferencia se remonta a Anderson y Rubin (1949), y se puede probar que $H_0: \delta = \delta_0$ probando que $\theta = 0$ utilizando un estadístico de tipo Anderson-Rubin (*AR*).

$$AR[\delta_0] = \hat{\theta}' \widehat{\Sigma}_\theta^{-1} \hat{\theta}, \quad (13)$$

donde $\hat{\theta}$ es el estimador de mínimos cuadrados ordinarios basado en la ecuación (12) y $\widehat{\Sigma}_\theta$ denota un estimador robusto de la varianza de $\hat{\theta}$ para cualquier tipo de heterocedasticidad y autocorrelación serial. Una característica importante del estadístico *AR* es que su distribución asintótica no depende de la fuerza de sus instrumentos (condición de relevancia). En otras palabras, es robusto a instrumentos débiles.

Desafortunadamente, las pruebas de hipótesis basadas en el estadístico *AR* estándar tienen propiedades de poder y tamaño pobres cuando, como en nuestro entorno, el número

de instrumentos es grande en relación con el tamaño de la muestra (Andrews, Stock y Sun, 2019).

Para reducir la dimensión del problema de muchos instrumentos se explota el hecho de que las respuestas al impulso de las variables macroeconómicas se consideran típicamente como funciones suaves. Basándose en Almon (1965), se parametrizan los elementos de la respuesta al impulso θ como una función polinómica de segundo grado (cuadrática):

$$\theta_h = a + bh + ch^2 \text{ para } h = 0, \dots, H, \quad (14)$$

donde a , b y c son los coeficientes del polinomio. Mientras otras formas polinómicas alternativas para θ_h pueden ser consideradas, las funciones polinómicas son atractivas en este contexto porque el problema de estimación resultante sigue siendo lineal.

Con la parametrización de Almon, se reduce el número de instrumentos a tres con

$$z_t^i = \left(\sum_{h=0}^H \xi_{t-h}^i, \sum_{h=0}^H h \xi_{t-h}^i, \sum_{h=0}^H h^2 \xi_{t-h}^i \right), \quad (15)$$

y se puede reescribir el modelo de rezago distribuido (12) como sigue

$$y_t - w'_t \delta_0 = \theta'_a z_t^i + \eta_t, \quad (16)$$

donde los parámetros a estimar son los tres coeficientes del polinomio de Almon $\theta_a = (a, b, c)'$ de la ecuación (14).

Obsérvese que el nuevo conjunto de instrumentos z_t^i es simplemente una función lineal determinista de los choques estructurales exógenos y , y, por tanto, z_t^i hereda las propiedades de exogenidad de $\xi_{t:t-H}^i$; es decir, tenemos $E(z_t^i (y_t - w_T' \delta_0)) = 0$ bajo H_0 .

Esto implica que el enfoque sigue siendo válido incluso si las verdaderas respuestas al impulso no son funciones suaves y un polinomio cuadrático proporciona una mala aproximación. En tales casos, la restricción de Almon solo supondría un costo en términos de menor potencia.

Con el número de instrumentos igual al número de variables endógenas, se puede construir un estadístico *AR* "restringido por Almon" dado por

$$AR_a[\delta_0] = \widehat{\theta}_a' \widehat{\Sigma}_{\theta_a}^{-1} \widehat{\theta}, \quad (17)$$

donde

$$\widehat{\theta}_a = \left(\sum_{t=H+1}^n z_t^i z_t^{i'} \right)^{-1} \sum_{t=H+1}^n z_t^i (y_t - w_t' \delta_0), \quad \widehat{\Sigma}_{\theta_a} = \left(\sum_{t=H+1}^n z_t^i z_t^{i'} \right)^{-1} \widehat{s}_u^2$$

y \widehat{s}_u^2 es cualquier estimación consistente para la varianza de largo plazo de $u_t = y_t - w_t' \delta_0$.

La forma de la estimación de la varianza $\widehat{\Sigma}_{\theta_a}$ está motivada por la teoría asintótica en la que dejamos que el número de instrumentos aumente con el tamaño de la muestra, $\frac{H}{n} \rightarrow c \in (0,1)$ conforme $n \rightarrow \infty$.

Cuando los choques estructurales son estrictamente exógenos, es decir, $E(u_t \xi_s^i) = 0$ para todos los s, t , se muestra que el estadístico *AR* restringido de Almon converge en su distribución a una X^2 bajo condiciones de regularidad leves, en particular teniendo en cuenta la autocorrelación y la heteroscedasticidad tanto en el residuo u_t de la ecuación macroeconómica como en ξ_t^i . Los conjuntos de confianza para δ se calculan entonces invirtiendo el estadístico AR_a para diferentes valores de $\delta_0 \in C \subset R^3$.

3.5 Inferencia con un subconjunto del estadístico *AR* restringido de Almon

A menudo, es interesante realizar inferencia sobre un subconjunto de parámetros. Por ejemplo, un investigador puede estar interesado únicamente en obtener un intervalo de confianza para el efecto de la variable x_t .

Para llevar a cabo la inferencia de subconjuntos, se dividen los parámetros δ de la siguiente manera $\delta = (\beta', \alpha')$. La hipótesis de subconjunto de interés viene dada por $H_0: \beta = \beta_0$ y se puede considerar los parámetros α como parámetros de perturbación. Para contrastar la hipótesis nula, sin asumir una fuerte identificación, se propone una versión de subconjunto del estadístico *AR* restringido de Almon, basándose en Stock y Wright (2000), Kleibergen y Mavroeidis (2009), y Guggenberger et al. (2012).

Se considera que

$$AR_{a,s}[\beta_0] = \min_{\alpha \in \mathcal{R}^{\dim(\alpha)}} AR_a[(\beta'_0, \alpha'_0)]. \quad (18)$$

Se muestra que $AR_{a,s}[\beta_0]$ está limitada superiormente por una variable aleatoria chi-cuadrado con grados de libertad iguales a la dimensión de β , es decir $AR_{a,s}[\beta_0] \rightarrow_d \chi^2(\dim(\beta))$. Para calcular el estadístico del subconjunto *AR*, se minimiza $AR_a[(\beta'_0, \alpha'_0)']$ con respecto a α y posteriormente se compara $AR_{a,s}[\beta_0]$ con los valores críticos de la $\chi^2(\dim(\beta))$.

En ciertas aplicaciones, puede ser deseable utilizar más instrumentos de choque en comparación con el número de variables endógenas. Para estos entornos se puede seguir utilizando el (subconjunto) del estadístico *AR* restringido de Almon siempre que el número efectivo de instrumentos sea al menos tan grande como el número de variables endógenas.

3.6 Descripción de variables relevantes de las estimaciones de las ecuaciones macroeconómicas

La frecuencia de las variables por considerar en las estimaciones es trimestral. Asimismo, son variables que describen el comportamiento macroeconómico de los Estados Unidos.

3.6.1 Inflación

Al igual que Barnichon & Mesters (2020) se utiliza la inflación anualizada, se sigue la siguiente formulación de la inflación promedio:

$$\pi_t^A = \frac{1}{4}(\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4}). \quad (19)$$

Asimismo, se considera el cambio porcentual de la variable desestacionalizada *Personal Consumption Expenditures* (PCE) como inflación a tiempo presente.

La información se extrajo de *U.S. Bureau of Economic Analysis*.

Se presenta el gráfico de la inflación anualizada estadounidense desde el primer trimestre del año 1970 hasta el último trimestre del año 2007:

Figura 2. Inflación (1970-2007)

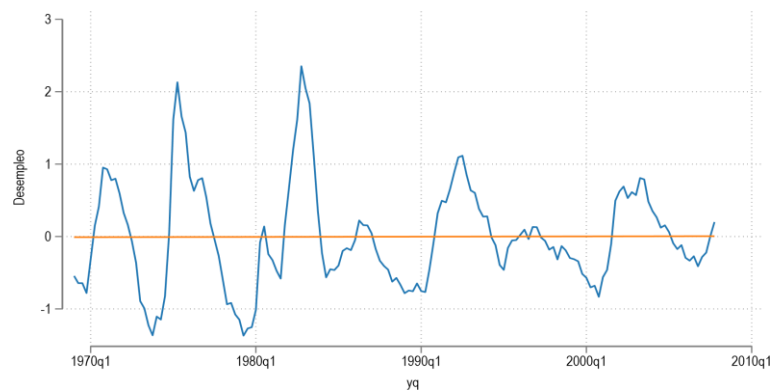
Fuente: *U.S. Bureau of Economic Analysis.*

3.6.2 Brecha de desempleo

Se usa la variable *raw unemployment* desestacionalizada. Las unidades están en porcentajes dado que es una tasa. Asimismo, se retiró la tendencia de la variable usando el filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro de suavizamiento de 1600.

La información se extrajo de *U.S. Bureau of labor Statistics.*

Se presenta el gráfico de la tasa de desempleo estadounidense desde el primer trimestre del año 1970 hasta el último trimestre del año 2007:

Figura 3. Tasa de desempleo (1970-2007)

Fuente: *U.S. Bureau of labor Statistics.*

3.6.3 Brecha de producto

Se usan las variables PBI real y PBI potencial. Las unidades están en niveles (billones de dólares). Asimismo, se retiró la tendencia de la variable usando el filtro de Hodrick Prescott con un parámetro de suavizamiento de 1600 y se desestacionalizó.

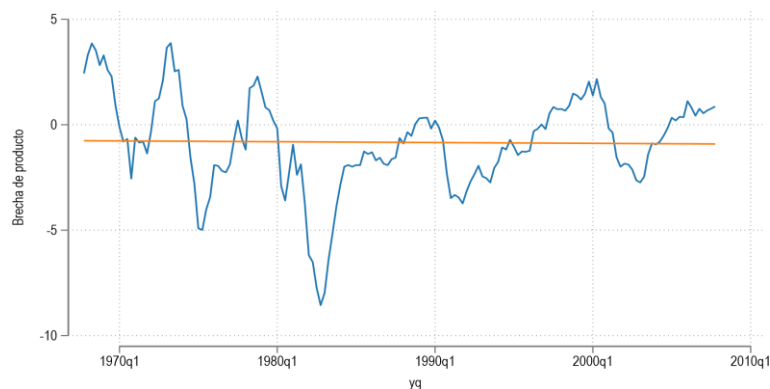
La información se extrajo de *U.S. Bureau of Economic Analysis* y de *U.S. Congressional Budget Office*.

Usando estas variables se construye la brecha producto:

$$\hat{x}_t = 100 * \frac{PBI_{real} - PBI_{potencial}}{PBI_{real}}. \quad (20)$$

Se presenta el gráfico de la brecha producto estadounidense desde el primer trimestre del año 1970 hasta el último trimestre del año 2007:

Figura 4. Brecha producto (1970-2007)



Fuente: *U.S. Bureau of Economic Analysis* y *U.S. Congressional Budget Office*.

3.6.4 Tasa de interés nominal

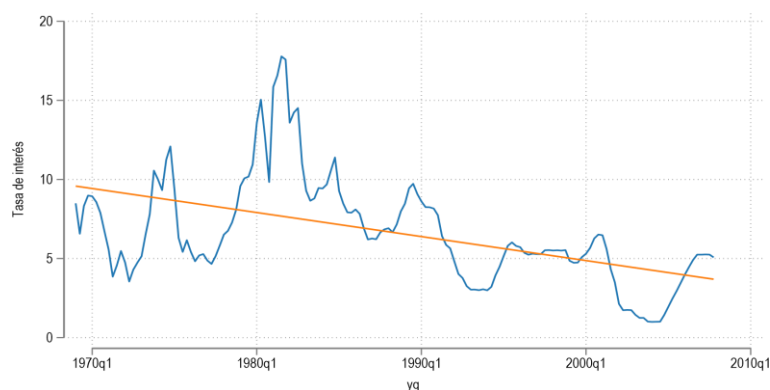
Se usa la variable *Federal Funds Effective Rate*, se desestacionalizó la variable, las unidades están en porcentajes dado que es una tasa.

Asimismo, se retiró la tendencia de la variable usando el filtro de Hodrick Prescott con un parámetro de suavizamiento de 1600.

La información se extrajo de *Board of Governors of the Federal Reserve System (US)*.

Se presenta el gráfico de la tasa de interes de referencia estadounidense desde el primer trimestre del año 1970 hasta el último trimestre del año 2007:

Figura 5. *Federal Funds Rate (1970-2007)*



Fuente: *Board of Governors of the Federal Reserve System (US)*.

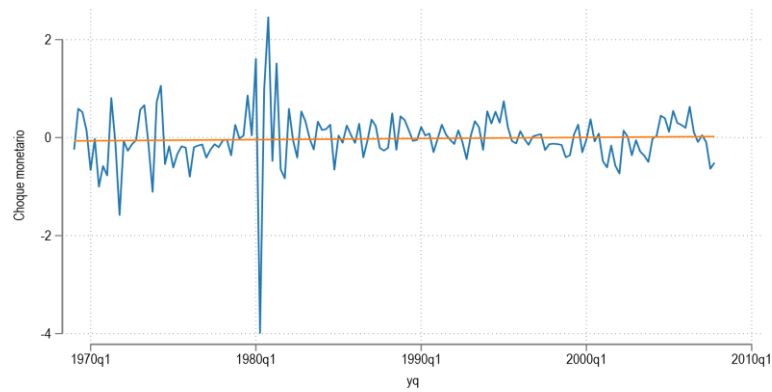
3.6.5 Choques monetarios (Romer & Romer, 2004)

Los choques monetarios son el resultado de la metodología propuesta por Romer & Romer (2004) que tiene el objetivo de medir las perturbaciones de la política monetaria. Esta metodología utiliza fuentes narrativas para determinar cambios exógenos en las políticas monetarias.

Según Ramey (2016), los métodos narrativos implican la construcción de una serie a partir de documentos históricos para identificar la razón y/o las cantidades asociadas a un cambio concreto en una variable. La metodología Romer & Romer (2004) usa las actas del Comité federal de mercado abierto (FOMC).

Se presenta el gráfico de los choques monetarios de Estados Unidos desde el primer trimestre del año 1970 hasta el último trimestre del año 2007:

Figura 6. Choques de política monetaria (1970-2007)



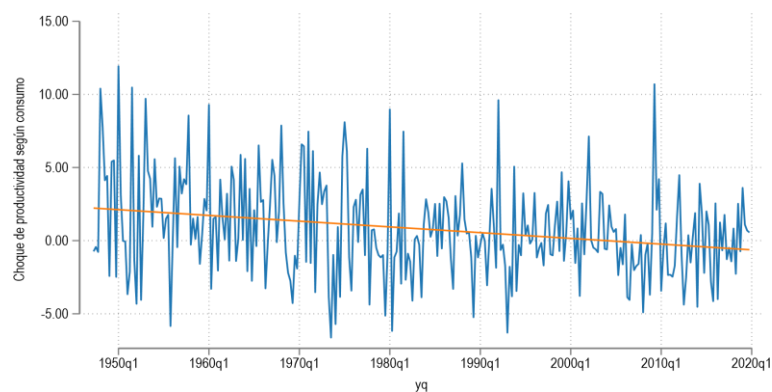
Fuente: Romer & Romer (2004)

3.6.6 Choques de productividad Fernalds (2012)

Los choques de productividad son el resultado de una metodología propuesta por Fernalds (2012) que tiene el objetivo de medir las perturbaciones de productividad.

Se presenta el gráfico de los choques de productividad de Estados Unidos desde el primer trimestre del año 1970 hasta el último trimestre del año 2007.

Figura 7. Choques de productividad (1970-2007)



Fuente: Fernalds (2012)

3.6.7 Estadísticos descriptivos

A continuación, se presentan estadísticos descriptivos de las variables de interés:

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las variables

VARIABLES	Media	Desviación estándar	Valor mínimo	Valor máximo
Inflación	4.01	2.25	1.15	10.10
Tasa de desempleo	-0.00	0.72	-1.37	2.35
Brecha producto	-0.96	2.16	-8.56	3.87
Tasa de interés	6.64	3.35	1.00	17.78
Choques monetario	-0.02	0.58	-3.99	2.46
Choque de productividad	0.38	3.11	-6.63	9.61
Observaciones	156			

Fuente: Elaboración propia

Capítulo IV: Resultados

En esta sección se presentarán las estimaciones de las ecuaciones macroeconómicas con expectativas de variables futuras (*forward-looking*) usando la estimación propuesta por Barnichon (2020) y una estimación convencional (GMM).

4.1 Curva de Phillips

Se presentan las estimaciones de los parámetros de la curva de Phillips, considerando la estimación GMM estándar y la estimación propuesta por Barnichon & Mesters (2020).

Tabla 2. Coeficientes estimados de la curva de Phillips

Efectos en la inflación π en t		
	Estimación GMM	Barnichon & Mesters(2020)
Rezago de la inflación	0.52	0.71
Adelanto de la inflación	0.49	0.3
Tasa de desempleo	-0.01	-0.18

Fuente: Elaboración propia

Recordando la ley de Okun, se puede explicar la brecha de producto como la inversa de la tasa de desempleo.

La curva de Phillips se expresa bajo las dos estimaciones:

Tabla 3. Resultados de estimación de la curva de Phillips

Estimación GMM	$\pi_t = 0.52\pi_{t-1} + 0.49E_t(\pi_{t+1}) + 0.01x_t$
Estimación propuesta por Barnichon & Mesters(2020)	$\pi_t = 0.71\pi_{t-1} + 0.30E_t(\pi_{t+1}) + 0.18x_t$

Fuente: Elaboración propia

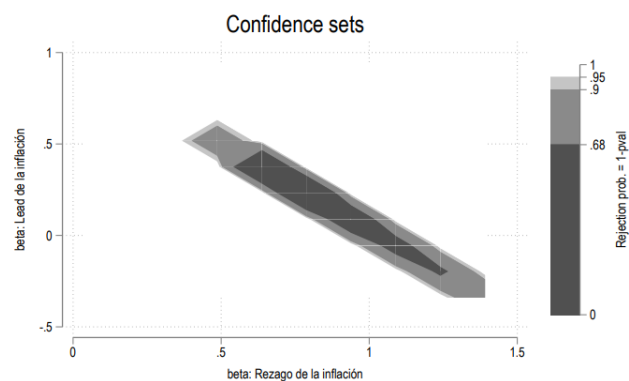
Se cumple en la estimación propuesta el hecho estilizado acerca de que la suma de los coeficientes del rezago y adelanto de la inflación sea igual o muy cercana a 1 (Kleibergen y Mavroeidis, 2009).

También se puede observar que en general los coeficientes estimados son distintos según si la estimación fue convencional o fue la propuesta.

Se concluye que la estimación convencional subestima la pendiente de la curva de Phillips a comparación de la estimación robusta a instrumentos débiles de Barnichon & Mesters (2020).

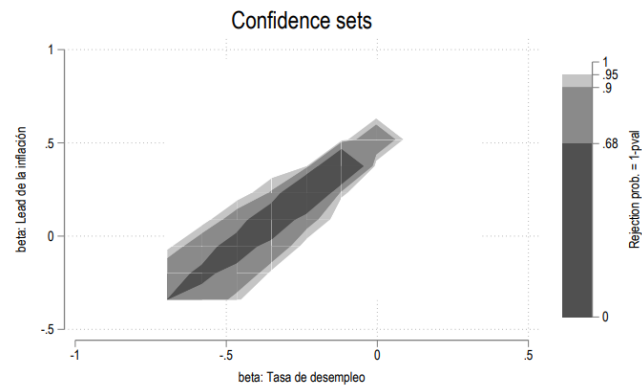
A continuación, se presenta las regiones de confianza de los parámetros que resulta de la inferencia de un subconjunto de estadísticos AR restringidos por la parametrización de Almon.

Figura 8. Intervalo de confianza $AR_{\alpha,s}$ del adelanto y rezago de la inflación



Fuente: Elaboración propia

Se observa que el intervalo de confianza estadística del adelanto y rezago de la inflación reproduce el hecho estilizado acerca de que la suma de los coeficientes del rezago y adelanto de la inflación sea igual o muy cercana a 1.

Figura 9. Intervalo de confianza $AR_{a,s}$ del adelanto de la inflación y la tasa de desempleo

Fuente: Elaboración propia

Se observa que el intervalo de confianza estadística del adelanto de la inflación y la tasa de desempleo está bien definido.

4.2 Ecuación de Euler

Se presentan las estimaciones de los parámetros de la ecuación de Euler, considerando la estimación GMM estándar y la estimación propuesta por Barnichon & Mesters (2020):

Tabla 4. Coeficientes estimados de la ecuación de Euler

Efectos en la tasa de desempleo en t		
	Estimación GMM	Barnichon & Mesters(2020)
Rezago de la tasa de desempleo	0.45	0.53
Adelanto de la tasa de desempleo	0.61	0.57
$i - E(\pi)$	-0.01	-0.01

Fuente: Elaboración propia

Recordando la ley de Okun, se puede explicar la brecha de producto como la inversa de la tasa de desempleo.

La Ecuación de Euler se expresa bajo las dos estimaciones:

Tabla 5. Resultados de estimación de la ecuación de Euler

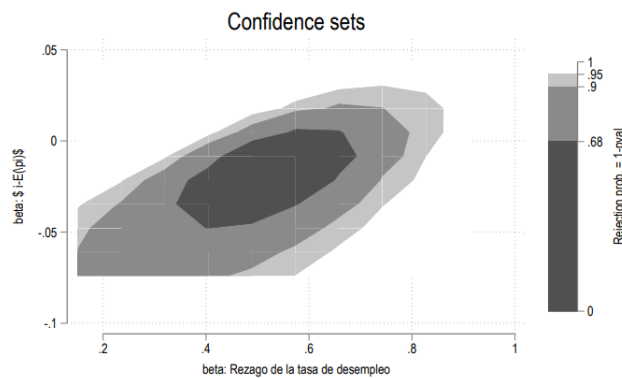
Estimación GMM	$x_t = 0.45x_{t-1} + 0.61E_t(x_{t+1}) + 0.01(i_t - E_t(\pi_{t+1}))$
Estimación propuesta por Barnichon & Mesters (2020)	$x_t = 0.53x_{t-1} + 0.57E_t(x_{t+1}) + 0.01(i_t - E_t(\pi_{t+1}))$

Fuente: Elaboración propia

Tomando como referencia las estimaciones de Fuhrer & Rudenbush (2003), se concluye que la estimación propuesta guarda congruencia con las estimaciones generalmente aceptadas. El coeficiente del rezago de la brecha producto es positivo y menor que el coeficiente del adelanto de la brecha producto. También se presenta que el coeficiente de la diferencia de la tasa de interés con la expectativa de inflación es cercano a 0.

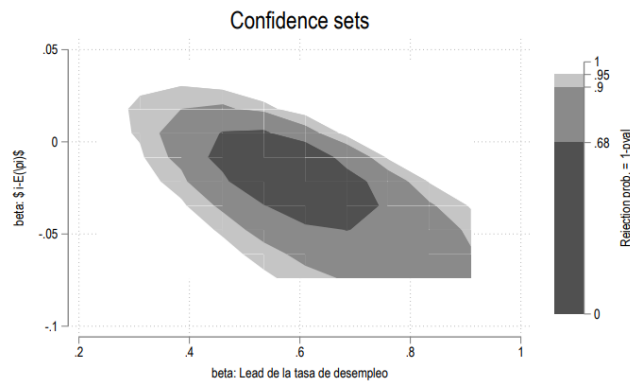
A continuación, se presentan las regiones de confianza de los parámetros que resulta de la inferencia de un subconjunto de estadísticos AR restringidos por la parametrización de Almon.

Figura 10. Intervalo de confianza $AR_{a,s}$ del rezago de la tasa de desempleo y de la diferencia de la tasa de interés con la expectativa de inflación



Fuente: Elaboración propia

Se observa que el intervalo de confianza estadística del rezago de la tasa de desempleo y de la diferencia de la tasa de interés con la expectativa de inflación está bien definido.

Figura 11. Intervalo de confianza $AR_{a,s}$ del adelanto de la inflación y la tasa de desempleo

Fuente: Elaboración propia

Se observa que el intervalo de confianza estadística del rezago del adelanto de la tasa desempleo y de la diferencia de la tasa de interés con la expectativa de inflación está bien definido.

4.3 Regla de política monetaria

Se presentan las estimaciones de los parámetros de la regla de política monetaria, considerando la estimación GMM estándar y la estimación propuesta por Barnichon & Mesters (2020):

Tabla 6. Coeficientes estimados de la regla de política monetaria

Efectos en la tasa de interés nominal		
	Estimación GMM	Barnichon & Mesters(2020)
Rezago de la tasa de interés	1.05	1.05
Adelanto de la tasa de inflación	0.15	0.14
Brecha producto	0.49	0.43

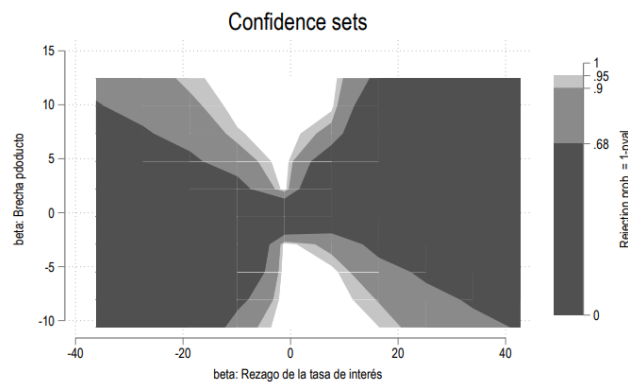
Fuente: Elaboración propia

Se observa que los coeficientes son muy cercanos, la mayor diferencia se da en el coeficiente de la brecha producto.

Según los resultados de Clarida, Galí & Gertler, se cumple que el coeficiente del rezago de la tasa de interés sea muy cercano a 1. Asimismo, también se cumple que los coeficientes del adelanto de inflación y de la brecha producto sean positivos.

A continuación, se presentan las regiones de confianza de los parámetros que resulta de la inferencia de un subconjunto de estadísticos AR restringidos por la parametrización de Almon.

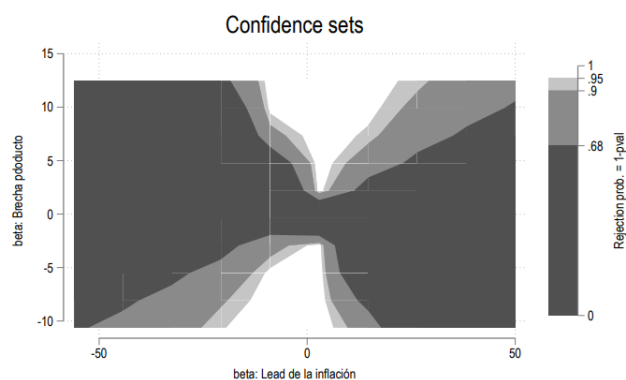
Figura 12. Intervalo de confianza $AR_{a,s}$ del rezago de la tasa de interés y la brecha producto



Fuente: Elaboración propia

Se observa que el intervalo de confianza estadística del rezago del adelanto de la tasa desempleo y de la diferencia de la tasa de interés con la expectativa de inflación no está bien definido.

Según Andrews, Stock & Sun (2019), los conjuntos de confianza de longitud infinita, como en la figura 9 surgen exactamente en aquellos casos en los que los datos no nos permiten concluir que nuestros instrumentos explican las variables explicativas endógenas en absoluto. Es decir, la correlación del instrumento con la variable explicada es nula.

Figura 13. Intervalo de confianza $AR_{\alpha,s}$ del adelanto de la inflación y la brecha producto

Fuente: Elaboración propia

Se observa que el intervalo de confianza estadística del rezago del adelanto de la tasa desempleo y de la diferencia de la tasa de interés con la expectativa de inflación no está bien definido pues la correlación del instrumento con la variable explicada es nula.

Conclusiones y recomendaciones

La principal conclusión corresponde a la declaración de que los coeficientes de las ecuaciones macroeconómicas con expectativas de variables futuras (*forward-looking*) estimados a través de la metodología propuesta por Barnichon & Mesters (2020) son congruentes con los hechos estilizados. Es decir, para la curva de Phillips se observa que el intervalo de confianza estadística del adelanto y rezago de la inflación reproduce el hecho estilizado acerca de que la suma de los coeficientes del rezago y adelanto de la inflación sea igual o muy cercana a 1. Por otro lado, con respecto a la ecuación de Euler, se concluye que la estimación propuesta guarda congruencia con las estimaciones generalmente aceptadas debido a que el coeficiente del rezago de la brecha producto es positivo y menor que el coeficiente del adelanto de la brecha producto. También se presenta que el coeficiente de la diferencia de la tasa de interés con la expectativa de inflación es cercano a 0. Finalmente, la

regla de política monetaria cumple con que el coeficiente del rezago de la tasa de interés es muy cercano a 1. Asimismo, también se cumple que los coeficientes del adelanto de inflación y de la brecha producto sean positivos.

Por otro lado, con respecto a la curva de Phillips y a la ecuación de Euler, es evidente que los coeficientes estimados según la metodología propuesta difieren de las estimaciones convencionales. Esta afirmación señala la importancia del uso de estimaciones robustas a instrumentos débiles en el campo de estudio de la estimación de ecuaciones macroeconómicas con expectativas de variables futuras (*forward-looking*), pues como se mencionó previamente, las instituciones que diseñan políticas monetarias y fiscales hacen uso frecuente de las estimaciones de estas ecuaciones macroeconómicas durante la calibración de los modelos DSGE a partir de los cuales se diseñan las políticas monetarias.

En línea con los resultados presentados de la estimación de la regla de política monetaria, se señala la importancia de generar nuevos conjuntos de información que sean más grandes y diversos para afrontar el problema de la endogenidad y de los instrumentos débiles.

Si bien la estimación propuesta por Barnichon & Mesters (2020) de la regla de política monetaria reproduce los hechos estilizados, sus estimadores no difieren de los estimadores convencionales y los intervalos de confianza estadística de los estimadores son infinitos pues el instrumento no está fuertemente correlacionado, ni débilmente correlacionado con la variable explicativa endógena, sino más bien, el instrumento no está correlacionado con las variables explicativas endógenas.

El resultado de la estimación de la regla de política monetaria señala el problema de la falta de información, pues se requiere la formulación de nuevos instrumentos (o

aproximaciones de choques estructurales) que puedan ser usados por las estimaciones convencionales o la estimación propuesta en esta investigación.

En resumen, se concluye que la metodología propuesta permite describir la realidad económica porque es congruente con los hechos estilizados y porque los resultados de la estimación propuesta pueden diferir cuando se realiza una estimación convencional.

A partir del entendimiento metodológico de la falta de robustez, a instrumentos débiles en un contexto de endogeneidad de las estimaciones convencionales y de la robustez de la metodología propuesta por Barnichon & Mesters (2020) se presenta que, en el diseño de políticas monetarias, a través de modelos de equilibrio general estocástico (DSGE), se deberían de considerar valores calibrados que hayan sido estimados a través de metodologías modernas tales como la de Barnichon & Mesters (2020).

Asimismo, en línea con los resultados y conclusiones de la presente investigación, se recomienda el desarrollo de metodologías que determinen una medida del costo económico en el que incurre un decisor de política al diseñar una política monetaria que considere estimaciones no robustas a problemas econométricos tal como la endogeneidad en presencia de instrumentos débiles.

Referencias bibliográficas

Allen, R. G., & Frisch, R. (1935). Statistical confluence analysis by means of complete regression systems. *The Economic Journal*, 45(180), 741. <https://doi.org/10.2307/2225583>

Almon, S. (1965). The distributed lag between Capital Appropriations and expenditures. *Econometrica*, 33(1), 178. <https://doi.org/10.2307/1911894>

Anderson, T. W., & Rubin, H. (1949). Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations. *The Annals of Mathematical Statistics*, 20(1), 46–63. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177730090>

Andrews, I., Stock, J., & Sun, L. (2019). Weak Instruments in Instrumental Variables Regression: Theory and Practice. *Annual Review Of Economics*, 11(1), 727-753. doi: 10.1146/annurev-economics-080218-025643

Barnichon, R., & Mesters, G. (2020). Identifying Modern Macro Equations with Old Shocks*. *The Quarterly Journal Of Economics*, 135(4), 2255-2298. doi: 10.1093/qje/qjaa022

Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*. *Quarterly Journal Of Economics*, 115(1), 147-180. doi: 10.1162/003355300554692

Cochrane, J. (2004). Comments on “A new measure of monetary shocks: Derivation and implications” by Romer and Romer.” *NBER EFG Meeting*.

Fernald, J. (2012). A quarterly, utilization-adjusted series on total factor productivity, Working Paper Series 2012-19, *Federal Reserve Bank of San Francisco*.

Fuhrer, J., & Rudebusch, G. (2004). Estimating the Euler equation for output. *Journal Of Monetary Economics*, 51(6), 1133-1153. doi: 10.1016/j.jmoneco.2003.10.004

Galí Jordi Herrera. (2015). Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the new keynesian framework. *Princeton University Press*.

Galí, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal Of Monetary Economics*, 44(2), 195-222. doi: 10.1016/s0304-3932(99)00023-9

Galindo, H., & Montecinos, A. (2018). Macroeconomía Dinámica. *Fondo Editorial EDUNI, Universidad Nacional de Ingeniería*.

Giacomini, R., Kitagawa, T., & Read, M. (2022). Robust Bayesian inference in proxy svvars. *Journal of Econometrics*, 228(1), 107–126. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.02.003>

Greene, W. H. (2020). *Econometric analysis*. Pearson.

Guggenberger, P., Kleibergen, F., Mavroeidis, S., & Chen, L. (2012). On the asymptotic sizes of subset Anderson-Rubin and Lagrange multiplier tests in linear instrumental variables regression. *Econometrica*, 80(6), 2649–2666. <https://doi.org/10.3982/ecta8953>

Hall, R. E. (1981). Intertemporal substitution in consumption. *Journal of political economy*, 96(2):339-357

Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton University Press.

Kareken, J., & Solow, R. (1963). Lags in monetary policiy. *Stabilization policies*, 14-96

Kleibergen, F., & Mavroeidis, S. (2009). Weak Instrument Robust Tests in GMM and the New Keynesian Phillips Curve. *Journal Of Business & Economic Statistics*, 27(3), 293-311. doi: 10.1198/jbes.2009.08280

Mavroeidis, S. (2010). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Some New Evidence. *American Economic Review*, 100(1), 491-503. doi: 10.1257/aer.100.1.491

Mavroeidis, S., Plagborg-Møller, M., & H. Stock, J. (2014). Empirical evidence on inflation expectations in the new keynesian phillips curve. *Journal Of Economic Literature*, 52(1), 124–188.

McLeay, M., & Tenreyro, S. (2018). Optimal inflation and the identification of the phillips curve. <https://doi.org/10.3386/w25892>

Ramey, V. A. (2016). Macroeconomic shocks and their propagation. *Handbook of Macroeconomics*, 71–162. <https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.03.003>

Reiersol, O. (1941). Confluence analysis by means of lag moments and other methods of confluence analysis. *Econometrica*, 9(1), 1. <https://doi.org/10.2307/1907171>

Romer, C. D., & Romer, D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, 94(4), 1055–1084. <https://doi.org/10.1257/0002828042002651>

Staiger, D., & Stock, J. H. (1997). Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65(3), 557. <https://doi.org/10.2307/2171753>

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2016). Dynamic factor models, factor-augmented vector autoregressions, and structural vector autoregressions in Macroeconomics. *Handbook of Macroeconomics*, 415–525. <https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.04.002>

Stock, J. H., & Wright, J. H. (2000). GMM with weak identification. *Econometrica*, 68(5), 1055–1096. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00151>

Walsh, C. E. (2017). Monetary theory and policy. *MIT Press*.

White, H. (1984). Asymptotic normality. *Asymptotic Theory for Econometricians*, 61–106.

<https://doi.org/10.1016/b978-0-12-746650-7.50008-6>

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press.

Yogo, M. (2004). Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution When Instruments

Are Weak. *Review Of Economics And Statistics*, 86(3), 797-810. doi:

10.1162/0034653041811770

Anexos

Tabla 72. Test de instrumentos débiles – Análisis de los valores críticos de Stock & Yogo (2005) para la estimación GMM de la curva de Phillips

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic):	3.508
Chi-sq(19) P-val =	1.0000
<hr/>	
Weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):	0.609
Stock-Yogo weak ID test critical values:	
5% maximal IV relative bias	19.67
10% maximal IV relative bias	10.63
20% maximal IV relative bias	5.93
30% maximal IV relative bias	4.28
Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.	
NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.	

Fuente: Elaboración propia

Tabla 83. Test de instrumentos débiles – Análisis de los valores críticos de Stock & Yogo (2005) para la estimación GMM de la ecuación de Euler

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic):	4.670
Chi-sq(19) P-val =	0.9997
<hr/>	
Weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):	0.995
Stock-Yogo weak ID test critical values:	
5% maximal IV relative bias	19.67
10% maximal IV relative bias	10.63
20% maximal IV relative bias	5.93
30% maximal IV relative bias	4.28
Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.	
NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.	

Fuente: Elaboración propia

Tabla 94. Test de instrumentos débiles – Análisis de los valores críticos de Stock & Yogo (2005) para la estimación GMM de la regla de política monetaria

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic):	4.111
Chi-sq(19) P-val =	0.9999
<hr/>	
Weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):	0.815
Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias	19.67
10% maximal IV relative bias	10.63
20% maximal IV relative bias	5.93
30% maximal IV relative bias	4.28
Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.	
NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.	

Fuente: Elaboración propia