



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

FACULTAD DE ECONOMÍA

UN MODELO ECONOMETRICO DE INFLACIÓN ESTRUCTURAL PARA MÉXICO, 1994 – 2020

Tesis que para obtener el título de:
Licenciado en Economía

P R E S E N T A:

Moisés Samuel Velázquez Pérez

Director: Dr. Miguel Cervantes Jiménez



CIUDAD UNIVERSITARIA, CD.MX. SEPTIEMBRE DE 2021



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

Hoy

Amanecí

Dichosamente

Herido

De

Muerte

Natural

Efraín Huerta

Índice

Introducción	1
1. Revisión de la literatura.....	3
1.1. Antecedentes sobre la perspectiva estructuralista de la inflación	3
1.2. Modelo teórico.....	5
1.3. Evidencia empírica	19
2. Metodología	24
2.1. Datos	24
2.2. Modelo de corrección de errores	30
3. Resultados e interpretación	34
3.1. Pruebas de raíz unitaria	34
3.2. Análisis de largo plazo	37
3.2.1. Mercado de bienes	37
3.2.2. Mercado de trabajo	43
3.2.3. Mercado externo	46
3.3. Análisis de corto plazo: la dinámica inflacionaria	49
3.4. Breves consideraciones finales	58
3.4.1. Brecha del producto vs brechas de mercados.....	58
3.4.2. Pruebas de causalidad Granger	60
Conclusiones y recomendaciones.....	61
Bibliografía	63

Introducción

Luego de la llamada “década pérdida” la explicación estructuralista de los problemas que las economías latinoamericanas han enfrentado, comenzó a perder relevancia en el debate académico e influencia en el ámbito político, principalmente por el poco éxito que tuvieron las medidas propuestas para reestablecer los equilibrios macroeconómicos de aquellos años, las cuales se concentraron en la neutralización de los procesos inerciales y la eliminación de los conflictos distributivos, congelando los precios y los salarios (Berthomieu, *et al.* 2005). De esta manera, para la década de los noventa el *mainstream* de la teoría económica alcanzó importantes implicaciones en la política económica no sólo en América Latina, sino a lo largo del mundo. En relación a la explicación del fenómeno inflacionario y las implicaciones prácticas, se tradujo en el caso mexicano en otorgar autonomía al Banco de México en 1994 y en la implementación, por lo menos desde 1998, de la política monetaria basada en los principios del *modelo de inflación objetivo* (MIO) y cuyo antecedente se halla en la norma de Wicksell (Perrotini, 2007). Es probable que debido a esto exista una ausencia de trabajos empíricos con modelos estadísticos más que gráfico–verbales, como métodos de contrastación de las hipótesis estructuralistas¹.

Así pues, la hipótesis de la que parte el presente trabajo, es que el proceso inflacionario en México es de carácter estructural: tiene su origen en las presiones inflacionarias básicas (*i.e.* por la inelasticidad en la oferta de alimentos, la inelasticidad en la oferta de divisas, y en general es determinado por variables que incrementan los costos de las empresas) y se perpetúa y multiplica por factores inerciales (*v.gr.* precios administrados / concertados).

En ese sentido, el objetivo principal del presente trabajo es representar la dinámica inflacionaria en México mediante un modelo de corrección de errores y con base en las hipótesis estructuralistas de inflación.

De esta manera, el trabajo se justifica con base en dos hechos. El primero es aportar evidencia que sugiera el no rechazo de las hipótesis del estructuralismo respecto a la dinámica de la inflación en

¹ En los trabajos de Noyola (1973), Pinto (1973) y Sunkel (1998) se pueden apreciar los modelos gráfico–verbales. Estos consisten en presentar gráficas y/o esquemas en los cuales se sitúan las variables en cuestión, se establecen sus relaciones y se describen sus comportamientos. Sin embargo, no se pretende decir que *per se* el modelo estadístico sea superior al gráfico–verbal que para erigirse construye en primer lugar un marco teórico, sino más bien que funge como complemento.

los países en desarrollo, que como ya se mencionó tiene sus causas en la estructura de las economías, *i.e.* que se origina por problemas en la oferta. El segundo es que, al ofrecer una explicación alternativa al problema de la inflación se podrán proponer soluciones alternativas al mismo, o cuando menos sentar un antecedente empírico que despierte interés en prestar atención a otras variables al hacer el análisis de la dinámica inflacionaria con objeto de investigación.

El presente trabajo está dividido en tres partes. En la primera sección se realiza una revisión de la literatura. Se presentan de forma breve los antecedentes de la perspectiva estructuralista de la inflación, luego se procede a la exposición formal de los mercados de bienes, trabajo y externo, y se establece su relación con la dinámica inflacionaria, con base en Ros (2004). Asimismo, se plantea formalmente un modelo de inflación estructuralista para el corto plazo (Taylor, 1992). Se concluye con la presentación de la evidencia empírica existente, que explica el comportamiento de la tasa de inflación en distintos países y en distintos periodos. Como se verá, los trabajos que parten de un marco estructuralista son investigaciones hechas para países de Asia y África, mientras que otro grupo de trabajos se exponen por compartir cierto grado de similitud en relación a las variables empleadas en los mismos y la teoría estructuralista.

En la segunda sección del trabajo se expone la metodología econométrica necesaria para realizar el modelo. Se muestran las series económicas a emplear, así como los ajustes hechos a las mismas. Luego, se presenta la metodología del modelo de corrección de errores (MCE) mediante el procedimiento bietápico planteado por Engle y Granger (1987).

En la tercera sección se presentan los resultados e interpretación del ejercicio econométrico. Primero se muestran las propiedades de las series empleadas y transformadas. Posterior a ello, se presentan las relaciones de largo plazo encontradas para cada uno de los mercados, el modelo de corrección de errores construido para la dinámica inflacionaria, así como sus propiedades estadísticas y las interpretaciones respectivas a cada uno de los resultados. Finalmente, se muestran las conclusiones del trabajo.

1. Revisión de la literatura

En esta primera sección se abordan los aspectos teóricos que explican las causas de la inflación. Para tal propósito, y en consonancia con la hipótesis central del trabajo, se aborda el modelo de inflación expuesto por la escuela estructuralista.

La sección se estructura en tres apartados. En el primero, se realiza una breve exposición sobre los antecedentes de la explicación estructuralista de la inflación. En el segundo, se plantea y explica de manera formal el modelo de inflación. En el tercero, se presenta la evidencia empírica existente, cuyo objetivo es apoyar – o si se prefiere, sugerir el no rechazo de – la hipótesis de una inflación estructuralista.

1.1. Antecedentes sobre la perspectiva estructuralista de la inflación

Identificar las causas de la inflación es una tarea que los economistas se han propuesto a través del tiempo, naturalmente dichas explicaciones obedecen a diversos contextos. Es así que, en el S. XX los estructuralistas latinoamericanos plantearon – si bien retomando ideas de otros autores² – un marco analítico propio para entender las causas de la inflación.

Es a partir de la creación de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) que surge con Prebisch la corriente estructuralista³. Raúl Prebisch⁴, nombrado secretario ejecutivo de la CEPAL en 1950, articuló un equipo de trabajo cuyos miembros formarían y contribuirían en distintos aspectos del cuerpo teórico estructuralista⁵. Entre los más destacados se identifica a Celso Furtado,

² Bazdresch (1984) señala que la idea de desequilibrio de fomento de Noyola se basa en las ideas de J.J. Polak sobre desequilibrio estructural, desequilibrio de precios y desequilibrio de sobreinversión. Similarmente, Colin (2005, pág. 163) indica que a Noyola puede ser considerado como parte de la escuela de Kalecki y Robinson.

³ Creada en febrero de 1948, el primer secretario general de la comisión fue Gustavo Martínez Cabañas.

⁴ Raúl Prebisch fue quien instrumentalizó el enfoque histórico como método base del análisis estructuralista, cuyo fin fue estudiar un objeto en específico:

examinar el modo como se daba la transición ‘hacia adentro’ en los países latinoamericanos, transición que se suponía radicaba en la condición de que el proceso productivo se movía en el marco de una estructura económica e institucional subdesarrollada, heredada del período exportador (Bielschowsky, 1998, pág. 23).

⁵ El estructuralismo – y a esto debe su nombre – es

esencialmente un enfoque orientado por la búsqueda de relaciones diacrónicas, históricas y comparativas, que se presta más al método ‘inductivo’ que a una ‘heurística positiva’. De ahí provienen los fundamentos esenciales para la construcción teórica del análisis histórico comparativo de la CEPAL: las estructuras subdesarrolladas de la periferia latinoamericana condicionan – más que determinan – comportamientos específicos, de trayectoria desconocida a

Regino Botti, Aníbal Pinto, Osvaldo Sunkel, Jorge Ahumada, Alexander Gausi, Víctor Urquidi y Juan Noyola, como señala Gonzáles (2001, pág. 166).

Grosso modo, la hipótesis detrás de los análisis hechos por Prebisch, y que también caracteriza al resto de pensadores estructuralistas, es que dado su desenvolvimiento histórico los países latinoamericanos *periféricos* quedaron con estructuras productivas de características muy particulares: homogéneas respecto a los bienes que producen y heterogéneas respecto a la tecnología que emplean. Características que contrastan – de aquí lo comparativo – con las de las economías *centrales*: heterogéneas respecto a los bienes que producen – o diversificadas si se prefiere – y homogéneas respecto a la tecnología que emplean, *i.e.* con un alto grado de tecnología en sus sectores⁶.

Respecto a las cuestiones de la inflación, Prebisch señaló “Juan me abrió los ojos sobre las razones estructurales de la inflación” (Prebisch, 1982 citado en Gonzáles, 2001, pág. 169)⁷. Así pues, es Juan F. Noyola quien ostenta el mérito de ser el artífice de la perspectiva estructuralista de la inflación. Su planteamiento puede encontrarse por vez primera en su tesis para obtener el título de Licenciado en Economía *Desequilibrio fundamental y fomento económico en México* (1949). En dicho trabajo señaló que el proceso inflacionario puede esquematizarse en dos categorías: *las presiones inflacionarias básicas y los mecanismos de propagación*. De modo que, las presiones inflacionarias básicas se originan en desequilibrios de crecimiento localizados en dos sectores: el comercio exterior y la agricultura; mientras que los mecanismos de propagación pueden ser variados, pero agruparse en tres mecanismos: fiscal, de crédito y de reajuste de precios e ingresos⁸.

priori. Por tal motivo, merecen y exigen estudios y análisis en los que la teoría económica con el sello de la universalidad sólo puede emplearse con reservas, para poder incorporar esas especificidades históricas y regionales (Bielschowsky, 1998, pág. 24).

⁶ Bielschowsky (1998) explica que las categorías *centro* y *periferia* eran empleadas por Prebisch tiempo antes de ser secretario ejecutivo de la CEPAL y le permitían justamente hacer un análisis comparativo sobre la dinámica de estos dos tipos de economías en el ciclo económico. Así, al adquirir su cargo en la CEPAL estas categorías tomarían mayor peso, aunadas al planteamiento de la hipótesis del deterioro de los términos de intercambio. Es importante que se mencione, pues de dicha hipótesis se origina la idea del desequilibrio estructural de la balanza de pagos. Asimismo, se convirtió en eje de distintos planteamientos estructuralistas, entre ellos el de la inflación.

⁷ Similarmente, Colin (2005) muestra una lista de autores que profundizan y desarrollan la idea de la inflación desde la perspectiva estructuralista quiénes toman como base a Noyola, entre ellos Osvaldo Sunkel y Celso Furtado.

⁸ Estas ideas también pueden encontrarse de forma sintetizada en “El desarrollo económico y la inflación en México y otros países latinoamericanos” (Noyola, El desarrollo económico y la inflación en México y otros países latinoamericanos, 1973).

González (2001) indica que la idea de la inflación estructuralista sería refinada por Osvaldo Sunkel y Aníbal Pinto. Sin embargo, y pese a dicho perfeccionamiento, la debilidad del enfoque estructuralista reside en haber asignado mayor peso al estudio de los problemas de largo plazo, prestando poca atención a los problemas de corto. Así, ante la crisis de la deuda – y por tanto ante la urgencia de políticas de ajuste que reestablecieran el equilibrio externo y disminuyeran los acelerados niveles de inflación – se originó la corriente neoestructuralista, que se caracterizó por su enfoque en los problemas de corto plazo⁹.

Sin embargo, Berthomieu, *et al.* (2005) señala que posterior al fracaso de los llamados *choques heterodoxos*¹⁰, los cuales se basaban en los planteamientos neoestructuralistas, surgieron los neoestructuralistas de segunda generación¹¹ o también llamada síntesis estructuralista, pues si “el estructuralismo peca de su excesivo análisis de largo plazo, se podría decir que el neoestructuralismo peca – tal vez – del defecto opuesto: hay mucho énfasis en el análisis de corto plazo y relativamente poco en el de largo plazo” (Lustig, 1988, pág. 48).

1.2. Modelo teórico

Los modelos formalizados de la corriente estructuralista pueden encontrarse en Bazdresch (1984), Ros (2004) y Sawyer (2005) para los viejos estructuralistas y en Taylor (1992) para los nuevos estructuralistas. Aquí se presenta la propuesta de Ros y Taylor.

Respecto al modelo de Ros (2004), en el presente trabajo se consideran tres mercados con cuatro equilibrios, a saber: el mercado de bienes – con un equilibrio para bienes agrícolas y otro para bienes manufacturados –, el mercado de trabajo y el mercado externo.

En el mercado de bienes existen dos sectores: A que produce alimentos y M que produce bienes manufacturados. La producción en A se lleva a cabo con trabajo L_A y un insumo fijo de tierra T , así $A = A(L_A, T)$, de forma que $A_1, A_2 \geq 0$, y donde la demanda de empleo y la oferta del producto están dados por:

⁹ Lustig (1988), Sunkel y Zuleta (1990), Berthomieu, *et al.* (2005), Berthomieu, *et al.* (2006), Guillén (2007), Gutiérrez (2007) y Suzarte (2017) coinciden al respecto.

¹⁰ Puestos de manifiesto en el “Plan Austral” en Argentina y el “Plan Cruzado” en Brasil, cuyo fin fue desacelerar el proceso inflacionario con base en el análisis de la inflación inercial.

¹¹ Berthomieu, *et al.* (2005) señala que entre estos nuevos estructuralistas se hayan F. Fajnzylber, R. French-Davis, A. Fishlow, A. Foxley, N. Lustig, P. Meller, J. Ros, M. Tavares, L. Taylor.

$$L_A^d = L_A\left(\frac{w_A}{p_A}, T\right) \quad \text{donde } L_{A1} \leq 0, L_{A2} \geq 0 \quad (\text{a.1})$$

$$A^S = A^S\left(\frac{w_A}{p_A}, T\right) \quad \text{donde } L_{A1} \leq 0, L_{A2} \geq 0 \quad (\text{a.2})$$

Luego el sector de manufacturas M , produce una variedad M_i de bienes manufacturados con un productor para cada bien y donde una unidad de trabajo se convierte en k unidades de producto, como sigue:

$$M_i = kL_i \quad \text{para } M_i < M_i^* \quad (\text{a.3})$$

donde M_i^* representa plena capacidad de producción y

$$M = [\sum (1/n)M_i^\sigma]^{1/\sigma} \quad 0 < \sigma < 1 \quad (\text{a.4})$$

donde M representa un conjunto fijo de n manufacturas. Asimismo, los salarios relativos están dados por $\frac{w_M}{w_A} = f$. Luego, el autor señala que el consumo de manufacturas está dado por:

$$P_A C_A = W_A L_A + P_A C_A^* L_M \quad (\text{a.5})$$

Así pues, el equilibrio en el mercado de alimentos está dado por $A = C_A$. De este modo, si se utiliza (a.1) y (a.2) y (a.5) se puede expresar la condición de equilibrio como una igualdad entre el excedente agrícola AS , que es función creciente de los términos de intercambio agrícolas $p = \frac{p_A}{p_M}$, así como de un parámetro de posición S – el cual depende de variables como la oferta de la tierra, parámetros tecnológicos, el salario-producto de la manufactura y una prima salarial – y la demanda de alimentos por parte de los trabajadores. Dicha demanda se define a partir de un nivel crítico de consumo de alimentos por trabajador c_A^* – debajo del cual todo ingreso salarial se gasta en consumo de alimentos y por encima del cual todo ingreso se gasta en consumo de manufacturas – y el nivel de empleo en el sector L_M , de la forma $c_A^* L_M$. Así, “el equilibrio de mercado como la igualdad entre el excedente agrícola y la demanda de alimentos por parte de los trabajadores industriales” (Ros, 2004, pág. 373) está dado por:

$$AS(S, p) = c_A^* L_M \quad (\text{1.1})$$

Nótese entonces que, términos de intercambio p más altos, incrementan el excedente agrícola AS , ya que se disminuye el salario-producto del sector A y con ello se aumenta el nivel de empleo en A . Así pues, Ros señala que

La ecuación [(1.1)] define una curva del equilibrio en el mercado de alimentos en el espacio (L_M, p) . Este *locus* [AA en la Figura 1] tiene pendiente positiva: un mayor nivel de empleo en el sector manufacturero aumenta la demanda de alimentos por parte de los trabajadores industriales, lo que requiere un aumento en los términos de intercambio que genere el excedente agrícola necesario para despejar el mercado de alimentos. La pendiente de esta curva depende estrictamente de la elasticidad de la oferta de alimentos: entre menor es la elasticidad mayor es la pendiente (2004, pág. 273).

Luego, Ros señala que para el sector de las manufacturas “las decisiones de fijación de precios siguen una regla de margen de ganancia sobre los costos marginales y la producción se ajusta de acuerdo con la demanda” (2004, pág. 372), así:

$$p_M = \left(\frac{\varphi}{\varphi-1}\right) \frac{w_M}{k} \quad (\text{a.6})$$

$$M = C_M + I \quad (\text{a.7})$$

“donde p_M es el precio de una canasta de manufacturas tal que $M = 1$; φ es la elasticidad precio de la demanda que enfrentan los productores individuales, y C_M e I son las demandas de manufacturas para consumo e inversión” (Ros, 2004, pág. 372)¹². A su vez, el consumo de bienes manufacturados depende de la diferencia entre el total de los ingresos de los trabajadores de dicho sector $w_M L_M$, y la parte de su ingreso destinada al consumo de alimentos $p_A c_A^* L_M$, lo cual está dado por:

$$p_M C_M = (w_M - p_A c_A^*) L_M \quad (\text{a.8})$$

Así, resolviendo para C_M en (a.8), sustituyendo en (a.7) y suponiendo $M = L_M$ se llega a la siguiente ecuación que define una curva de equilibrios para el sector de la manufactura:

¹² Como se observa – y como también señala el autor – las decisiones de fijación de precios determinan el salario-producto de la manufactura $\frac{w_M}{p_M}$, de modo que, dados los salarios relativos $\frac{w_M}{w_A}$, el salario en términos de alimentos en $A \frac{w_A}{p_A}$, varía de forma inversa al precio relativo agrícola $\frac{p_A}{p_M}$ (Ros, 2004, pág. 372).

$$L_M = \frac{I}{c_A^* p + 1 - \frac{w_M}{p_M}} \quad (1.2)$$

Nótese entonces que (1.2)

muestra el empleo en el sector manufacturero determinado por el nivel de inversión y los términos de intercambio. La ecuación define una curva [MM en la Figura 1] que muestra el efecto de los términos de intercambio en el empleo industrial. La curva tiene pendiente negativa bajo ciertas condiciones. Un aumento en los precios de los alimentos provoca una caída de los ingresos de los trabajadores. Dada la inelasticidad de la demanda de alimentos, ello conduce a una reducción del consumo de manufacturas. Un menor consumo de manufacturas por trabajador reduce los efectos multiplicadores de la inversión y, en consecuencia, los niveles de producción y empleo en el sector M ¹³ (Ros, 2004, pág. 374).

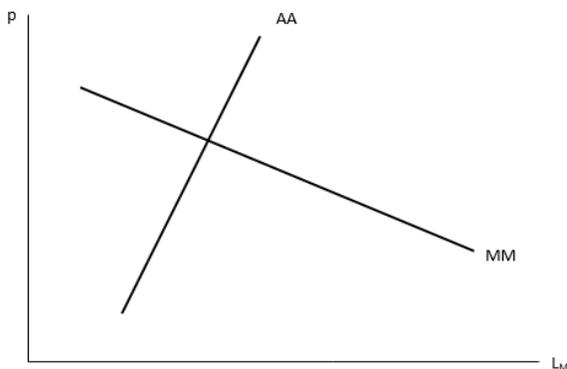
Por último, si AA es perfectamente inelástica en la Figura 1, un incremento en el nivel de inversión I , no resultará en un mayor nivel de empleo L_M , sino en un incremento en los términos de intercambio agrícolas p , *i.e.* el crecimiento de la industria y la disminución del desempleo – el desplazamiento a la derecha de MM – no es posible por la barrera inflacionaria que se produce cuando el sector agrícola tiene una oferta perfectamente inelástica. Asimismo, un hecho interesante a notar es que

la naturaleza del desempleo no es ni keynesiana – ya que, bajo ciertas circunstancias, no se ve afectado por cambios en la demanda agregada – ni clásica, en el sentido de que no se asocia con una rigidez a la baja de los salarios reales (Ros, 2004, pág. 371).

¹³ Vale la pena que se mencione el efecto adicional que señala Ros (2004, pág. 374), a saber: un mayor p genera un incremento en L_A y con ello la demanda de bienes de M por parte de los trabajadores de A . Este efecto compensa la disminución de L_M y el consumo por parte de los trabajadores de ese sector. Esto hace que la curva MM tenga menor pendiente o incluso una pendiente positiva, lo cual depende de la elasticidad de AA ante cambios en p . *Grosso modo*, la pendiente de MM depende de las elasticidades precio e ingreso de la demanda de A , mientras más elástica sea AA, menor será la disminución en el consumo de manufacturas, ya que parte de la disminución de los salarios reales también recae sobre la demanda de alimentos.

Figura 1

El modelo de economía dualista de Kalecki



Nota. Tomada de *Restricciones estructurales: cuellos de botella internos y externos* (Ros, 2004, pág. 374).

Ahora bien, el autor introduce un supuesto adicional para presentar el mercado de trabajo, a saber: la rigidez de los salarios reales a la baja.

Hemos supuesto que las reducciones de los salarios reales no generan incrementos en los salarios nominales. Kalecki también consideró la rigidez de los salarios reales como una fuente de ineficacia de las medidas de demanda agregada. En este caso, aun cuando la oferta de alimentos es elástica, los términos de intercambio a los cuales la agricultura provee los bienes salario necesarios para el pleno empleo de la fuerza de trabajo pueden ser tan altos que provoquen un proceso inflacionario (Ros, 2004, pág. 377).

Por tanto, se supone un valor mínimo del salario real agrícola ω_A , que los trabajadores están dispuestos a aceptar sin pedir aumentos compensatorios en los salarios nominales. De modo que, ω_A responde inversamente al nivel de desempleo U puesto que si U aumenta los trabajadores pierden capacidad de negociación y viceversa, es decir:

$$\omega_A = \omega(U) \qquad \omega' < 0 \qquad (b.1)$$

donde el desempleo es la oferta total de empleo menos la suma de los niveles de empleo en el sector A y el sector M , *i.e.* $U = L - L_M - L_A$. De este modo, la variación de los salarios

nominales \hat{w} , crece como función de la brecha entre ω_A y el salario real agrícola¹⁴ observado $\frac{w_A}{p_A}$, así se tiene que:

$$\hat{w} = z\left(\omega_A - \frac{w_A}{p_A}\right) \quad \text{cuando} \quad \omega_A > \frac{w_A}{p_A} \quad (\text{b.2})$$

$$\hat{w} = 0 \quad \text{cuando} \quad \omega_A \leq \frac{w_A}{p_A} \quad (\text{b.3})$$

donde z es un parámetro positivo. Luego, percátese que el nivel de empleo en A , es función creciente de los términos intercambios agrícolas $L_A = L_A(p)$, de suerte tal que ω_A en (b.1) se puede expresar como una función creciente tanto de L_M como de p , es decir:

$$\omega_A = \omega(L_M, p) \quad \omega'_1, \omega'_2 > 0 \quad (\text{b.4})$$

Se puede “ahora derivar un *locus* de combinaciones (p, L_M) tales que el salario real agrícola sea igual al salario umbral [$\frac{w_A}{p_A} = \omega_A$]. Usando la ecuación [b.4] y $\frac{w_A}{p_A} = \frac{w_M}{p_M} \frac{1}{fp}$ ¹⁵ (Ros, 2004, pág. 378), se obtiene:

$$\frac{w_M}{p_M} \frac{1}{fp} = \omega(L_M, p) \quad (1.3)$$

Por tanto, términos de intercambio agrícola p más altos implicarían una disminución de los salarios reales, y un salario umbral ω_A más alto, dado que el nivel de empleo en A aumenta; luego

¹⁴ Ros señala que el salario en la manufactura es igual al salario en la agricultura más una prima salarial, por tanto “como la prima salarial en la industria es constante [\hat{w}] también es la tasa de crecimiento en los salarios de la industria” (2004, pág. 378).

¹⁵ Ros (2004, pág. 372) señala que los salarios relativos están dados por

$$f = \frac{w_M}{w_A}$$

de modo que si se resuelve para w_A , se tiene

$$w_A = \frac{1}{f} w_M$$

si se divide entre p_A

$$\frac{w_A}{p_A} = \frac{1}{p_A f} w_M$$

finalmente, si se divide entre p_M/p_M del lado de w_M se tiene

$$\frac{w_A}{p_A} = \frac{1}{\frac{p_M}{p_M} p_A f} w_M = \frac{1}{p_M p_A f} w_M = \frac{w_M}{p_M} \frac{1}{p_A f}$$

para mantener el equilibrio entre salarios reales de A con el salario umbral, el empleo en L_M debe disminuir¹⁶.

Así, sobre (1.3) Ros señala que

define una curva [LL en la Figura 2] con pendiente negativa en el espacio (L_M, p) . El valor de la pendiente depende de manera crítica de qué tan sensible es el salario umbral a las condiciones del mercado de trabajo, v.g. de la función ω ... Entre menores son los efectos del desempleo en el salario umbral, más plana es la curva. En ausencia de estos efectos la curva sería una recta horizontal... [Asimismo] esta curva de estabilidad de precios y salarios (LL) muestra, para cada nivel de empleo industrial, el valor máximo de los términos de intercambio que es consistente con la estabilidad de los salarios monetarios. Por encima de la curva los términos de intercambio son más altos que lo requerido para la estabilidad de los salarios monetarios. Hay por lo tanto inflación salarial y (dados $\frac{w_M}{p_M}$ y p) de precios. La región que está por debajo de la curva y se halla delimitada por esta es, en contraste, de estabilidad de salarios monetarios y los precios (2004, pág. 379).

Luego, si se consideran las curvas AA, MM junto con LL como se aprecia en la Figura 2 que

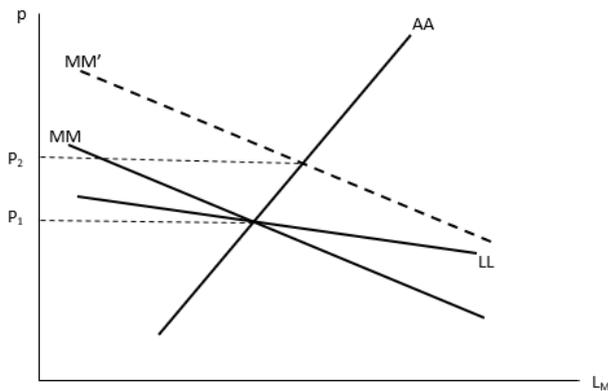
Los términos de intercambio tal y como los determina el mercado de bienes, pueden resultar demasiado altos para mantener la estabilidad en precios... un aumento en la inversión que modifica los términos de intercambio de equilibrio de p_1 a p_2 no sólo reducirá los salarios reales e incrementará el empleo industrial, sino que también detonará una espiral inflacionaria, porque los términos de intercambio requeridos para el mercado de bienes con inconsistentes con la estabilidad de los salarios monetarios en el mercado de trabajo. Al aumentar los salarios nominales, las empresas industriales reaccionan aumentando sus precios, mientras que los precios de los alimentos también se ajustan al alza para eliminar el exceso de demanda. La tasa a la cual los salarios monetarios (y los precios) aumentan es una

¹⁶ Asimismo, el autor señala que el salario real en M , y por tanto la posición de la curva LL, se ven afectados por variables como la productividad del trabajo y el grado de monopolio en ese mismo sector.

función de la brecha entre p_2 y los términos de intercambio en la curva LL correspondientes al mismo nivel de empleo... De esta manera, políticas de demanda agregada puede aumentar el empleo pero sólo al costo de una mayor inflación. Si la demanda efectiva se ve restringida por la necesidad de mantener la estabilidad de precios, el nivel máximo de empleo alcanzable es el de la intersección entre las curvas AA y LL. Vale la pena señalar que este nivel de empleo y la tasa asociada de desempleo estructural no dependen solamente de los parámetros del mercado de trabajo (como es el caso de la tasa “natural” de desempleo en la teoría macroeconómica moderna) sino también de las condiciones de oferta y demanda agrícolas que determinan la pendiente y la posición de la curva AA. Esta “barrera inflacionaria” surge del hecho de que el sector agrícola no puede proveer los bienes salario necesarios para el pleno empleo de la fuerza de trabajo a términos de intercambio que mantengan la estabilidad de los salarios monetarios en el mercado de trabajo (Ros, 2004, págs. 379-380)

Figura 2

Conflicto entre el equilibrio del mercado de bienes y el equilibrio del mercado de trabajo



Nota. Tomada de *Restricciones estructurales: cuellos de botella internos y externos* (Ros, 2004, pág. 380)

Ahora bien, la versión análoga de una economía con dos sectores, pero bajo el supuesto de economía abierta, adjudica el papel de la restricción de alimentos del sector agrícola a una restricción de divisas vía balanza de pagos, de modo que este es el origen de la barrera que impide el crecimiento industrial y

en el que el precio relativo clave es el tipo de cambio real, en vez de los términos de intercambio agrícolas...la curva AA se vuelve un *locus* del equilibrio externo, y la curva MM se vuelve un *locus* del equilibrio en el mercado de bienes (Ros, 2004, pág. 383).

Se consideran dos sectores¹⁷: C que produce bienes de consumo domésticos y de exportación con trabajo doméstico e I que produce bienes de inversión de uso doméstico, el cual utiliza trabajo y bienes intermedios importados, con un coeficiente de insumo-producto fijo μ . De modo que, los precios en C denotados por p_C , siguen una regla de margen de ganancia sobre el costo unitario π_C *i.e.* $(1 + w)\pi_C$ donde w es el salario nominal uniforme. Similarmente, los precios en I siguen esta regla, pero dicho margen se aplica no sólo sobre w , sino también sobre los costos de los bienes intermedios importados $ep^*\mu$, donde e es el tipo de cambio nominal y p^* el precio de dichos insumos en moneda extranjera, así:

$$p_C = (1 + \pi_C)w \quad (c.1)$$

$$p_I = (1 + \pi_I)(w + ep^*\mu) \quad (c.2)$$

Luego, el precio relativo *i.e.* el tipo de cambio real p , se define como $p = \frac{ep^*}{p_C}$. De forma que las exportaciones X , son una función creciente de p . Así, el producto de C y la balanza comercial en moneda local T , están dados por:

$$p_C C = wL + p_C X(p) \quad \text{tal que } X' \geq 0 \quad (c.3)$$

$$T = p_C X(p) - ep^*\mu I \quad (c.4)$$

donde el nivel de empleo total es la suma de los niveles de empleo en cada sector, $L = L_C + L_I$. Luego, si se utiliza $C = L_C$ e $I = L_I$, de (c.3) se puede pasar a:

¹⁷ Ros presenta dos curvas de equilibrio para la economía: una que representa el equilibrio interno y otra el equilibrio externo. Sin embargo, ambas son un sistema inconsistente donde se prioriza el equilibrio externo, en palabras del autor "Las curvas de los equilibrios interno y externo no se cruzan...Para alcanzar la meta de equilibrio externo, las políticas fiscal y monetaria se verán forzadas a generar el nivel de inversión I^* , el máximo consistente con el equilibrio externo" (Ros, 2004, pág. 386), por tanto se considera únicamente el equilibrio externo, pues como se verá de sus desviaciones de equilibrio dependerá que existan o no presiones inflacionarias.

$$L = \frac{I + X(p)}{1 - \frac{w}{pC}} \quad (c.5)$$

similarmente, si se utiliza (c.4), se supone equilibrio comercial $T = 0$ y se resuelve para I , se llega a:

$$I = \frac{X(p)}{\mu p} \quad (c.6)$$

“Dado el nivel de inversión (I), las ecuaciones [c.5] y [c.6] pueden resolverse para p y L , el tipo de cambio real y el nivel de empleo que satisfacen el equilibrio en el mercado de bienes y el equilibrio comercial... Si el gobierno quiere alcanzar el pleno empleo ($L = L^S$) y al mismo tiempo el equilibrio en la balanza comercial ($T = 0$) ¿cómo debe fijar sus políticas? Formalmente, estamos buscando el nivel de inversión y el valor de tipo de cambio real de modo que $L = L^S$ y $T = 0$. Esto equivale a resolver el modelo para I y p , dado $L = L^S$ y $T = 0$.” (Ros, 2004, pág. 385).

Ahora bien, si en (c.5) si se fija $L = L^S$ se obtiene la curva del equilibrio interno, es decir

el *locus* de combinaciones (p, I) que mantiene a la economía en pleno empleo. Un mayor nivel de inversión aumenta el empleo. Con respuestas elásticas de los volúmenes de importación y exportación a los cambios en el tipo de cambio real, la devaluación también es expansiva. La curva del equilibrio interno tiene entonces pendiente negativa, ya que una reducción de la inversión requiere un mayor tipo de cambio para alcanzar la meta de empleo (Ros, 2004, pág. 385).

Luego, la ecuación (c.6) se considera la curva de equilibrio externo *i.e.* debe ser

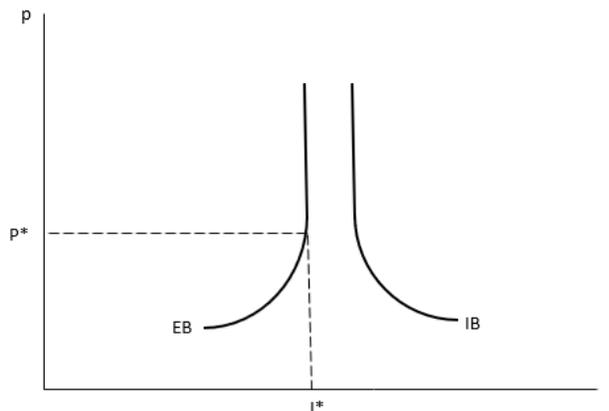
interpretada como un *locus* de combinaciones (p, I) que mantengan el equilibrio comercial. La devaluación tiene un efecto positivo en la balanza comercial, mientras que una mayor inversión tiene un efecto negativo ya que aumenta el ingreso y las importaciones. La curva...tiene...pendiente positiva. Con respuestas elásticas de los volúmenes de comercio, existirán entonces generalmente valores de

p y de I que satisfagan las condiciones de equilibrio comercial y pleno empleo (Ros, 2004, págs. 385-386).

Sin embargo, obsérvese que se supuso la existencia de un coeficiente fijo de insumo-producto para las importaciones *i.e.* para cualquier nivel de I se tiene μ , además si se suponen exportaciones con elasticidades precio bajas, entonces “puede haber un valor de p más allá del cual las dos curvas tengan la misma pendiente (véase la [Figura 3], donde suponemos, para simplificar, que las dos curvas se vuelven verticales más allá de p^*)” (Ros, 2004, pág. 386).

Figura 3

El diagrama se Swan con respuestas inelásticas del comercio



Nota. Tomada de *Restricciones estructurales: cuellos de botella internos y externos* (Ros, 2004, pág. 386).

Como se aprecia en la Figura 3, no existe un valor de p e I que permitan alcanzar el equilibrio externo (EB) al mismo tiempo que se logra el equilibrio interno (IB), de modo que

Es inútil depreciar la moneda más allá de p^* . Para alcanzar la meta del equilibrio externo, las políticas fiscal y monetaria se verán forzadas a generar el nivel de inversión I^* , el máximo consistente con el equilibrio externo. Dada la necesidad de alcanzar el equilibrio externo, los ingresos de divisas correspondientes a $p = p^*$ operan como una restricción a la demanda agregada. La política macroeconómica es incapaz, en consecuencia, de generar el nivel del producto correspondiente a pleno empleo (Ros, 2004, pág. 386).

Si se retoma (c.5), se considera L^* el nivel de empleo que se corresponde con I^* y se supone $p = p^*$ e $I = I^*$, se tiene:

$$L^* = \frac{I^* + X(p^*)}{(1 - \frac{w}{pc})} \quad (c.5)'$$

donde $\frac{dX}{dp} = 0$ para $dp > 0$ y $\frac{dX}{dp} < 0$ para $dp < 0$. Asimismo, si se emplea (c.6) y se considera $T = 0$, se tiene:

$$I^* = \frac{X(p^*)}{p^*\mu} \quad (c.6)'$$

La extensión de (c.6)' consiste en introducir un nivel exógeno de entradas de capital F , de forma que se tiene:

$$I^* = \frac{X(p^*) + F}{p\mu} \quad (1.4)$$

Obsérvese que, en este caso el nivel exógeno de entradas de capital F permite considerar un equilibrio en balanza de pagos ($T + F = 0$) en lugar de únicamente un equilibrio comercial y que EB requiere un nivel máximo de inversión I^* .

En primer lugar, se puede observar que la inversión responde a cambios en el nivel exógeno de entradas de capital así:

$$\frac{dI^*}{dF} = \frac{1}{p\mu} \quad \text{para } L < L^S{}^{18}$$

de modo que para cierto nivel de F se alcanzará L^S . Sin embargo, un nivel mayor de F incrementará las importaciones de insumos y por tanto el nivel de la inversión, esto transferirá empleo de C a I , reduciendo el producto C y generando un nivel excesivo de demanda de bienes y de trabajo en dicho sector. Por tanto, si precios y salarios en C aumentan esto implicará una apreciación de p . En términos algebraicos, obsérvese que si en (c.3) se resuelve para $X(p)$ y se emplea $C = L^S - I$, se tiene:

¹⁸ Ros señala que siempre que $L^* < L^S$ las exportaciones no se verán afectadas por variaciones en I^* .

$$X(p) = \left(1 - \frac{w}{p_c}\right)L^S - I \quad (\text{c.7})$$

lo cual

muestra que el mercado de bienes de consumo despeja ahora por medio de cambios en el tipo de cambio real (y a niveles inferiores de p^*)...La condición de equilibrio del mercado de bienes de consumo implica una relación inversa entre las exportaciones y la inversión: en pleno empleo, sólo pueden lograrse aumentos adicionales en la inversión mediante una apreciación real que provoca la reducción de las exportaciones. Ello implica que parte del aumento de divisas que generó el incremento en F se vea contrarrestado por una caída de las exportaciones. Como resultado, el aumento de los insumos importados y la inversión será menor que cuando la economía opera por debajo del pleno empleo (Ros, 2004, pág. 388).

Por último, para la dinámica inflacionaria se considera el modelo presentado por Taylor (1992).

Primero se define una ecuación “C” de costos básicos¹⁹ de la forma:

$$C = wb + eP^*a \quad (\text{d.1})$$

donde w es el salario nominal, b es la razón mano de obra-producto²⁰, e es el tipo de cambio nominal, P^* precio de los insumos intermedios importados denominados en moneda extranjera y a es el coeficiente de insumos importados por unidad de producto. Luego, la formación de precios supone un *mark-up*²¹ sobre los costos de la forma:

$$P = (1 + \tau)C \quad (\text{d.2})$$

De modo que si se reemplaza (d.1) en (d.2), se obtiene:

¹⁹ “Los costos de las empresas se descomponen en compras de insumos intermedios (importados y locales), nómina salarial, utilidades y dividendos pagados y pago de intereses” (Taylor, 1992, pág. 14).

²⁰ Es decir, número de horas trabajadas para fabricar una unidad de producto.

²¹ Esto responde a que “en la tradición estructuralista es usual englobar bajo la misma denominación –inflación estructural- a la originada en los cambios en los precios relativos y a la que obedece a las pujas por la distribución del ingreso” (Gigliani, 2018, pág. 4).

$$P = (1 + \tau)(wb + eP^*a) \quad (d.3)$$

Donde τ es la tasa de utilidad sobre los costos básicos incluidos los intereses. Después, si se añade v : tasa impositiva indirecta sobre los precios de los bienes finales, i : tasa de interés nominal sobre los préstamos hechos a empresas para financiar insumos primarios, y k : período durante el cual dichos insumos son financiados mediante crédito bancario, se tiene:

$$P = (1 + v)(1 + \tau)(1 + ik)(wb + eP^*a) \quad (d.3)$$

que es la ecuación global del nivel de precios²². Luego para obtener la variación de los precios, *i.e.* la tasa de inflación, se diferencia la expresión, se divide entre P y cada término del lado derecho se multiplica y divide por τ , w y e respectivamente. Así pues, se llega a:

$$\hat{P} = \hat{\tau} \frac{\tau}{1+\tau} + \hat{w} \frac{wb}{wb+eP^*a} + \hat{e} \frac{eP^*a}{wb+eP^*a} \rightarrow \hat{P} = \hat{\tau} \frac{\tau}{1+\tau} + \hat{w}(1 - \phi) + \hat{e}\phi \quad (d.3)^{23}$$

de aquí, se observa que la depreciación del tipo de cambio, variaciones al alza de los salarios nominales o del margen de ganancia, tienen un impacto sobre la inflación de manera independiente a las condiciones de demanda agregada²⁴, de igual manera puede notarse que el incremento de alguna de las variables mencionadas no necesariamente lleva a una inflación creciente si se da a la par una reducción similar en alguna o el resto de variables (Gigliani, 2018, pág. 9).

Por último, y con el propósito de profundizar en la dinámica del *mark-up* y el salario nominal – variables esenciales de esta ecuación –, el autor incluye variables de demanda agregada. Así el margen de ganancia está dado por:

²² Sin embargo, el autor señala que v , i y k se tratarán como variables de “saltos” que afectan el nivel de precios, más no su crecimiento (Taylor, 1992, pág. 15), de modo que para que se obtenga la tasa de inflación estas variables deben ser consideradas como constantes.

²³ Nótese que $\frac{eP^*a}{wb+eP^*a} = \phi$ indica la participación de los bienes intermedios importados en los costos básicos, consecuentemente $(1 - \phi)$ indica la participación de los insumos locales – salarios por la razón horas trabajadas-producto – en los costos básicos.

²⁴ Ros (2004) señala que esto se debe a que, *v.gr.* al incrementar los niveles de inversión – y por tanto disminuir los niveles de desempleo – en el sector industrial, la inelasticidad de la oferta de alimentos genera un incremento en los precios de los bienes de este sector, esto hace caer los salarios reales de los trabajadores – industriales y agrícolas – y por tanto hace caer su consumo de manufacturas, disminuyendo así los efectos de la inversión y por tanto de la producción y el empleo. *Grosso modo*, existe una barrera inflacionaria que impide acercarse al pleno empleo.

$$\tau = \alpha(u - u^*) \quad (\text{d.4})^{25}$$

donde $\alpha < 0$, u : producto observado y u^* : producto potencial. Luego, para la tasa de variación de los salarios nominales se tiene:

$$\hat{w} = \psi(u - u^*) - \delta(z - z^*) \quad (\text{d.5})^{26}$$

donde $z = w/p$ es el salario real observado y z^* es un salario real objetivo²⁷.

Así, substituyendo estas ecuaciones en la expresión de variación de precios \hat{P} se obtiene:

$$\hat{P} = \frac{\alpha\tau}{1+\tau}(u - u^*) + (1 - \phi)\psi(u - u^*) - (1 - \phi)\delta(z - z^*) + \hat{\epsilon}\phi \quad (1.5)$$

Se concluye entonces que, la depreciación del tipo de cambio, variaciones al alza de los salarios nominales ocasionadas por el incremento de la actividad económica o una creciente brecha entre el salario real observado en relación con el objetivo, así como la variación al alza del margen de ganancia – cuyo comportamiento es contra cíclico –, tienen un impacto creciente sobre la inflación. De igual manera, la reducción de b – *i.e.* un incremento de la productividad –, así como la disminución en el coeficiente a de insumos importados por unidad de producto, desaceleran el ritmo al que crecen los precios.

1.3. Evidencia empírica

En el enfoque estructuralista de la inflación, Balakrishnan y Parameswaran (2019) realizaron estimaciones basadas en mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el método de los momentos generalizado (MMG) para dos modelos: uno con base en la teoría estructuralista y otro con base

²⁵ Esto se debe a que “el salario real tiene un comportamiento procíclico. Por consiguiente, el aumento que se opera en w a lo largo de esta fase [expansiva, *i.e.* cuando $u > u^*$] se traducirá en una reducción de τ ” (Gigliani, 2018, pág. 12). Una mejora en el poder de negociación de los trabajadores podría ser uno de los factores que influyen en esto.

²⁶ Taylor señala que podría utilizarse una ecuación salarial de la forma $\hat{w} = \varepsilon\hat{P} + \psi(u - u^*) - \delta(z - z^*)$ donde ε es un “coeficiente de traslado” de la inflación de precios a salarios, pues pese a que no sea de vital importancia en la teoría, en la práctica la estabilización ortodoxa de la inflación ataca a parámetros sociales como ε (1992, pág. 16). Ejemplificando Gigliani menciona que “con niveles de inflación elevados y persistentes, en las economías latinoamericanas en los años ochenta, los contratos tenían un efecto de retroalimentación sobre los precios por cuanto se encontraban “indexados” tomando como base la inflación del último período” (2018, pág. 14), de modo que políticas tales son las que componen ε .

²⁷ “El salario objetivo puede estar referido a un promedio alto del pasado o ser, simplemente, una meta deseada por los trabajadores” (Gigliani, 2018, pág. 13).

en la nueva curva keynesiana de Phillips. Así, en el período 1973-2016 y utilizando MMG, la evidencia que encontraron los autores sugiere que la dinámica inflacionaria en India fue mejor explicada por el modelo estructuralista, de modo que, los precios de petróleo, salarios nominales y el precio relativo agrícola resultaron significativos en dicha investigación.

Similarmente, para India y empleando estimaciones MCO, Jain (2015) encontró evidencia, con base en la teoría estructuralista de la inflación, que sugiere para el periodo 2001-2005, que los precios en el sector industrial fueron determinados por los precios del petróleo – que es uno de los principales *commodities* que importa India – y los precios de otras materias primas, mientras que los precios en la agricultura se relacionaron inversamente con la producción en dicho sector, y crecientemente con la producción en el resto de sectores.

Asimismo, Gobinda y Ahmed (2017) emplearon para el periodo 1977-2016, tres grupos de modelos: uno monetarista, uno estructuralista y uno mixto – *i.e.* una combinación de los dos primeros modelos –, con el objetivo de probar cuál ofrecía la mejor explicación de la dinámica inflacionaria en Bangladés. Así, mediante un modelo de corrección de errores (MCE), el modelo mixto mostró ser el mejor para tal fin. De modo que, las variables expectativas de inflación, M2, producto, tasa de interés, brecha del producto, precio del petróleo, salarios, tipo de cambio, y precios en el resto del mundo resultaron significativas en el periodo en cuestión.

En la misma línea de probar modelos monetaristas y estructuralistas para explicar la dinámica inflacionaria, para el caso de Sudáfrica y durante el periodo 1965-2006, Adusei (2013) determinó mediante un MCE que, en el largo plazo, la apertura de la economía, la inflación en el resto del mundo, el producto, M3 y el gasto del gobierno resultaron variables determinantes de la inflación; mientras que en el corto plazo sólo la variación del producto y el error de equilibrio, explicaron la variación de precios. La inflación, concluyen los autores, mostró ser tanto un fenómeno estructuralista como monetarista.

Ahora bien, en el siguiente grupo de artículos los autores no señalaron explícitamente que los modelos construidos tienen como base la teoría estructuralista de la inflación, sin embargo, por las variables implicadas en los modelos teóricos presentados, se pueden observar distintos grados de similitud entre la evidencia empírica presentada por los autores y la teoría estructuralista.

Moguillansky y Titelman (1992) mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR), encontraron que para Chile el tipo de cambio, junto con la tasa de interés real interna, explica una proporción importante de la varianza del error de predicción de la tasa de inflación durante 1980-1990. Asimismo, la economía chilena estuvo sujeta a un sistema de indexación, de modo que el componente inercial de la inflación resultó bastante alto, explicando alrededor de 20% del error de predicción de la tasa de inflación. Para México el tipo de cambio y la tasa de interés real explicaron una proporción importante, entre 97% y 70% de la varianza del error de predicción de la tasa de inflación en el periodo 1982-1990. Luego, debido al efecto de los diferentes intentos de estabilización y ajuste externo en el período 1982-1987, los autores determinaron que para este subperiodo los salarios fueron un factor desacelerador de la inflación, pues en 1982-1988, su reajuste fue inferior a la tasa de inflación, existiendo una caída del salario real. Por último, para Argentina, entre 1980-1990 la variación monetaria y el tipo de cambio jugaron un rol preponderante en la explicación de la varianza del error de predicción de la tasa de inflación. Además, en el caso argentino las tarifas de las empresas públicas tuvieron gran relevancia en la dinámica inflacionaria.

Para México, Garcés (1999) mostró mediante un MCE, que en el periodo 1985-1998, las variables salarios nominales y precios externos cointegran con el nivel de precios internos, donde el crecimiento de las variables presiona la inflación al alza. Por otra parte, las variables que se mencionaron más la variación de precios públicos resultaron significativas en la explicación de la dinámica inflacionaria.

Similarmente, Esquivel y Razo (2002) elaboraron para México un MCE con periodo 1989-2000. En dicho trabajo se sugiere que i) para el mercado laboral existe una relación de largo plazo del salario real con la productividad media de la manufactura, los precios al consumidor y los precios productor, ii) para el mercado de bienes – inflación importada – las tendencias estocásticas del tipo de cambio nominal, los precios al consumidor de México y de los E. U., junto con un diferencial de las tasas de corto plazo de ambos países, guardan una relación de largo plazo y iii) para el mercado monetario hay una relación de largo plazo entre la demanda de saldos monetarios reales con el ingreso, una variable dicotómica y el salario real. Luego, para el corto plazo la dinámica inflacionaria es determinada por las desviaciones del estado estacionario de los tres mercados, así como por un componente inercial de la inflación doméstica, el crecimiento de los precios

administrados y concertados por el gobierno mexicano y un diferencial entre las tasas de interés de corto plazo de México y Estados Unidos.

Asimismo, para la economía mexicana Cuevas y Calderón (2019) determinaron mediante un modelo vectorial de corrección de errores (VEC) que en el periodo 2001-2016, el incremento en la utilización de la capacidad instalada, el aumento de la base monetaria, el aumento de salarios, y la depreciación del tipo de cambio presionan al alza la inflación. Por otra parte, el aumento de la productividad laboral y el aumento de las tasas de interés desaceleran la inflación en dicho periodo.

Hasta este punto, se puede notar que la aceleración o desaceleración de la inflación está influida por el comportamiento de distintas variables, las cuales pueden clasificarse en los siguientes criterios: inflación por costos, inflación por demanda e inflación por factores inerciales. La clasificación de las variables que resultaron significativas en los estudios presentados y conforme al criterio que pertenecen se ofrece en la Figura 4.

Figura 4

Criterios determinantes de la inflación

Criterio	Variable	Autores
Costos	Salarios	Moguillansky y Titelman (1992), Esquivel y Razo (2002), Cuevas y Calderón (2019), Garcés (1999) y Balakrishnan y Parameswaran (2019)
	Productividad	Esquivel y Razo (2002) y Cuevas y Calderón (2019)
	Precios al productor	Esquivel y Razo (2002)
	Precios de energía	Gobinda y Ahmed (2017)
	Precio del petróleo	Balakrishnan y Parameswaran (2019) y Jain (2015)
	Precio relativo agrícola	Balakrishnan y Parameswaran (2019)
	Producto del sector agrícola	Gobinda y Ahmed (2017) y Jain (2015)

	Precios de insumos excluyendo petróleo y sus derivados	Jain (2015)
	Tipo de cambio	Gobinda y Ahmed (2017); Esquivel y Razo (2002), Garcés (1999), Cuevas y Calderón (2019) y Moguillansky y Titelman (1992)
	Precios externos	Adusei (2013)
	Apertura de la economía	Adusei (2013)
Demanda	Producto del sector industrial	Jain (2015) y Gobinda y Ahmed (2017)
	Producto	Adusei (2013)
	Brecha del producto	Gobinda y Ahmed (2017)
	Tasa de interés	Adusei (2013), Gobinda y Ahmed (2017), Moguillansky y Titelman (1992), Esquivel y Razo (2002) y Cuevas y Calderón (2019)
	Cantidad de dinero en circulación	Esquivel y Razo (2002). Gobinda y Ahmed (2017); Moguillansky y Titelman (1992) y Cuevas y Calderón (2019)
	Ingreso	Esquivel y Razo (2002)
	Empleo	Cuevas y Calderón (2019)
	Gasto de gobierno	Adusei (2013)
	Producto de principal socio comercial	Cuevas y Calderón (2019)

	Índice de desequilibrio (1 - ventas industriales/producción industrial)	Moguillansky y Titelman (1992)
Factores Inerciales	Expectativas de inflación	Gobinda y Ahmed (2017)
	Precios administrados por el gobierno	Moguillansky y Titelman (1992), Esquivel y Razo (2002) y Garcés (1999)

Nota. Elaboración propia.

2. Metodología

En esta segunda sección del trabajo se abordan los elementos teóricos requeridos para el planteamiento de un modelo de corrección de errores (MCE) con base en la metodología econométrica de análisis de cointegración.

En la primera parte de la sección se muestran las series a emplear en el ejercicio de estimación, cuál es su criterio macroeconómico, la variable a la que se pretende aproximar con las series en cuestión, así como las transformaciones aplicadas dichas series. En la segunda parte se explica la metodología y pruebas que permiten plantear el MCE con base en el análisis de dos etapas de Engle y Granger (1987) .

2.1. Datos

Para el presente trabajo, se determinó el período de estudio que abarca del primer trimestre de 1994 al tercer trimestre de 2020. Debido a que en 1994 – mediante la reforma al artículo 28 de la Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos – se otorgó la autonomía al Banco de México, de modo que dicha institución adoptó la estrategia de política monetaria MIO planteada por el Nuevo Consenso Macroeconómico (NCM)²⁸, el objeto es probar una explicación alternativa

²⁸ El NCM se define como una estrategia de política monetaria que consiste en: 1) la adopción pública de un objetivo de inflación baja y estable de mediano plazo; 2) un compromiso institucional con la estabilidad de precios como meta primordial de largo plazo de la política monetaria; 3) ausencia de metas intermedias (por ej., metas de crecimiento de los agregados monetarios o de nivel del tipo de cambio); 4) transparencia (*accountability*) en la conducción de la política monetaria con el propósito de que los agentes económicos puedan evaluar los resultados del

– la estructuralista – respecto a las causas de la estabilidad en precios observada a partir de 1994, de modo que si bien no se cumple la meta específica del 3% planteada por el Banco de México parece consolidarse en el rango de inflación objetivo $3\% \pm 1\%$ que dicha institución se había propuesto alcanzar para 2003 (Perrotini, 2007, pág. 77).

Se consideran un total de diecisiete series de tiempo para crear dieciséis variables. En la Figura 5 – al final de esta primera parte de la sección – se presenta un cuadro resumen que contiene el criterio macroeconómico, la variable a la que se pretende aproximar y las series empleadas para crear dicha variable con sus respectivas unidades y fuente.

Sin embargo, antes de que se expliquen las transformaciones aplicadas a las series, resulta pertinente hacer una digresión sobre el precio relativo agrícola. Como se recordará, este se definió como $p = \frac{p_A}{p_M}$ en la ecuación (1.1) de la sección I. Por tanto, dada la definición del precio relativo agrícola, en la Figura 5 se advierte que para p_A se emplea el subíndice alimentos bebidas y tabaco del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), mientras que para p_M se emplea un promedio ponderado de los subíndices ropa calzado y accesorios, vivienda, muebles aparatos y accesorios domésticos, y transporte. El uso del subíndice alimentos bebidas y tabaco del INPC se eligió debido a su vínculo con el PIB de actividades primarias, así como al sector agrícola dentro de la teoría estructuralista. El metadato proporcionado por el INEGI, en relación a la serie del PIB de actividades primarias que es el sector 11 Agricultura, cría y explotación de animales, aprovechamiento forestal, pesca y caza, indica que

Este sector, que se caracteriza por el aprovechamiento de especies vegetales y animales, difiere de los otros sectores por el carácter biológico de su producción y su dependencia directa de las condiciones del clima, suelo y agua en gran parte de sus actividades, y por las condiciones particulares de su estructura productiva (Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2018 (SCIAN 2018), s.f.).

banco central y tomar decisiones racionales y 5) independencia del instrumento de la política monetaria y autonomía del banco central respecto del gobierno de suerte que se evite el financiamiento del gasto público mediante la expansión de la base monetaria (Perrotini, 2014, pág. 11).

y aunque como advierte Heath

sabemos que existe un sinnúmero de precios en la economía. Tratar de tomar todos en cuenta sería casi imposible y, además, un tanto absurdo, pues los de ciertos bienes o servicios repercuten enormemente en nuestro gasto cotidiano, mientras que otros tienen muy poco efecto o son de bienes de los que podemos prescindir muy fácilmente (2012, pág. 283)

si se observan los productos que componen el subíndice alimentos bebidas y tabaco²⁹ se notará el vínculo entre ambas series y lo que en teoría es el sector agrícola: un sector cuya producción y precios dependen de factores naturales y, por tanto, muestran una mayor variabilidad.

Por otra parte, el uso de los subíndices para construir p_M se justifica de forma similar. Se observa que el PIB de actividades secundarias conforma los subsectores 21 minería³⁰, 22 generación, transmisión y distribución de energía eléctrica, suministro de agua y de gas por ductos al consumidor final³¹, 23 construcción³² y 31-33 industrias manufactureras³³. Es decir, actividades cuya producción depende fundamentalmente de la capacidad instalada de las empresas en el sector, donde su materia prima es transformada o consumida para producir el bien final y cuyas

²⁹ Algunas de las clasificaciones de productos genéricos que podemos encontrar son: pan, tortillas y cereales, carnes, pescados y mariscos, leche derivados de leche y huevo, frutas y hortalizas, etc., *i.e.* productos directamente ligados a la producción de las actividades primarias. Consúltese la página <https://sinegi.page.link/JVqK> para observar las clasificaciones completas.

³⁰ Comprende unidades económicas dedicadas principalmente a la extracción de petróleo y gas, y a la explotación de minerales metálicos y no metálicos...para efectos de este clasificador, comprende la explotación de canteras, operaciones en pozos petroleros y de gas, operaciones de beneficio, como la trituración, el cribado, la molienda, la concentración magnética, la flotación y la lixiviación, encaminadas a la obtención de concentrados y precipitados, así como otras preparaciones que se hacen usualmente en la mina (Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2018 (SCIAN 2018), s.f.).

³¹ Comprende unidades económicas dedicadas principalmente a la generación, transmisión, distribución y comercialización de energía eléctrica; al suministro de gas natural por ductos al consumidor final; a la captación, potabilización y suministro de agua, y a la captación y tratamiento de aguas residuales (Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2018 (SCIAN 2018), s.f.).

³² “Comprende unidades económicas dedicadas principalmente a la edificación; a la construcción de obras de ingeniería civil; a la realización de trabajos especializados de construcción como preparación de terrenos, y a la supervisión de la construcción” (Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2018 (SCIAN 2018), s.f.).

³³ “Comprende unidades económicas dedicadas principalmente a la transformación mecánica, física o química de materiales o sustancias con el fin de obtener productos nuevos... [asimismo] El trabajo de transformación se puede realizar en sitios como plantas, fábricas, talleres, maquiladoras u hogares” (Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2018 (SCIAN 2018), s.f.).

actividades no implican de forma directa el aprovechamiento de especies vegetales o animales. Así pues, el subíndice de precios de la vivienda puede vincularse con los subsectores 21 y 22, los subíndices ropa calzado y accesorios, muebles aparatos y accesorios domésticos con los subsectores 31-33, y el subíndice de transporte con los tres subsectores.

Hasta este punto se han expuesto cuatro series a emplear para aproximar cuatro variables: el PIB de las actividades primarias como oferta agrícola [(Gobinda & Ahmed, 2017) y (Jain, 2015)], el PIB de las actividades secundarias como producto en el sector manufacturero M [(Gobinda & Ahmed, 2017) y (Jain, 2015)], el subíndice de precios alimentos, bebidas y tabacos como los precios en el sector agrícola Pa , y el promedio ponderado de los subíndices, ropa calzado y accesorios, muebles aparatos y accesorios domésticos, y el subíndice de transporte como los precios en el sector manufacturero Pm , con las cuales se crea el precio relativo agrícola [(Balakrishnan & Parameswaran, 2019)]. Así pues, el resto de series son el INPC para aproximar la variable inflación P [(Cuevas & Calderón, 2019) y (Esquivel & Razo, 2002)], remuneraciones en la industria manufacturera para aproximar los salarios w [(Esquivel & Razo, 2002)], índice de volumen de la inversión fija bruta para aproximar la inversión I , índice de tipo de cambio real con precios consumidor y con respecto a 49 países ponderado con comercio para aproximar el precio relativo externo Pe , la inversión extranjera directa para aproximar las entradas de capital F , las exportaciones X , el indicador global de la actividad económica para aproximar el margen de ganancia mu , el tipo de cambio para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera FIX para el tipo de cambio nominal e [(Cuevas & Calderón, 2019)], la tasa de interés de los certificados de la tesorería de la federación a 91 días i_{91} para aproximar la tasa de interés [(Esquivel & Razo, 2002)], el subíndice no subyacente de precios de las tarifas autorizadas por el gobierno tag para aproximar precios administrados/concertados por el gobierno [(Moguillansky & Titelman, 1992), (Esquivel & Razo, 2002) y (Garcés, 1999)] y el subíndice no subyacente de precios de energéticos para aproximar precios de la energía.

Ahora bien, las series INPC, el subíndice alimentos bebidas y tabaco, el subíndice creado para Pm , las remuneraciones en la industria manufacturera, el índice de volumen de la inversión fija bruta, el índice de tipo de cambio real, las exportaciones, el indicador global de la actividad económica, el índice no subyacente de tarifas autorizadas por el gobierno y el índice no subyacente de energéticos tenían periodicidad mensual, por consiguiente, se convirtieron a una periodicidad

trimestral mediante el cálculo de su promedio. Similarmente, el tipo de cambio para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera FIX y la tasa de interés de los CETES, se convirtieron a series trimestrales ya que su periodicidad original era diaria. Por otra parte, las series PIB de actividades primarias, PIB de actividades secundarias e inversión extranjera directa en México, se encontraban ya con periodicidad trimestral.

Por otra parte, la serie remuneraciones en la industria manufacturera se encadenó, ya que en el INEGI aparece en dos periodos: de enero de 1993 – diciembre de 2008, y de enero de 2007 – octubre de 2020.

Asimismo, obsérvese que tanto la inversión extranjera directa como las exportaciones se deflactaron por el Índice General de Precios de las Importaciones (IGPI), en tanto que ambas variables resultan relevantes por su capacidad para importar y por tanto impactar positivamente en el nivel de inversión.

En adelante, se colocará una *ele cursiva “l”* a un lado de las variables que se hayan transformado mediante logaritmos naturales. Asimismo, las series con patrones estacionales serán desestacionalizadas de forma previa al inicio de las pruebas y el análisis. De forma particular, al índice global de actividad económica se le aplicará el filtro Hodrick-Prescott para que se pueda obtener el producto potencial y construir la variable margen de ganancia, de modo que sobre esta serie serán realizadas las pruebas y el análisis.

Figura 5

Resumen de variables a emplear

Criterio	Variable	Serie	Fuente
Macroeconómico	Inflación (<i>P</i>)	Índice nacional de precios al consumidor (puntos base)	INEGI
Costos	Precios en el sector agrícola (<i>Pa</i>)	Subíndice alimentos bebidas y tabaco (puntos base)	INEGI

Costos	Precios en el sector de la manufactura (P_m)	Promedio ponderado de subíndices ropa calzado y accesorios, vivienda, muebles aparatos y accesorios domésticos, y transporte (puntos base)	
Costos	Producto Agrícola (A_s)	PIB actividades primarias (millones de pesos) / P_a	INEGI
Demanda	Producto Manufacturero (M)	PIB actividades secundarias (millones de pesos) / P_m	INEGI
Costos	Salario real en el sector manufacturero (w/P_m)	Remuneraciones en la industria manufacturera (dólares por hora) / P_m	INEGI
Demanda	Inversión (I)	Índice de volumen de la inversión fija bruta (puntos base)	INEGI
Costos	Entradas externas de capital (F)	Inversión extranjera directa (miles de dólares) / Índice general de precios de las importaciones (puntos base)	Banco de México
Costos	Exportaciones (X)	Exportaciones (millones de dólares) / Índice general de precios de las importaciones (puntos base)	INEGI
Costos	Precio relativo externo (P_e)	Índice de tipo de cambio real con precios consumidor y con respecto a 49 países ponderado con comercio (puntos base)	Banco de México
Costos	Salario nominal (w)	Remuneraciones en la industria manufacturera (dólares por hora)	INEGI
Costos	Tipo de cambio (e)	Tipo de cambio para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera FIX (pesos por dólar E.U.A)	Banco de México
Factor inercial	Precios administrados por el gobierno (tag)	Índice no subyacente de precios de tarifas autorizadas por el gobierno	INEGI
Costos	Precios de energía (en)	Índice no subyacente de precios de energéticos	INEGI

Costos	Tasa de interés (i_{91})	Tasa de interés de los certificados de la tesorería de la federación a 91 días	Banco de México
Demanda	Margen de ganancia (mu)	Indicador global de la actividad económica (puntos base)	INEGI

Nota. Elaboración propia.

2.2. Modelo de corrección de errores

Engle y Granger (1987) demostraron que puede existir una combinación lineal de un conjunto de series que se distribuyen como un proceso integrado de orden d , $X_t: X_t \sim I(d)$, para el cual existe un vector de cointegración de orden $d - b$, $Z_t: Z_t \sim I(d - b)$, para $b > 0$. Asimismo, demostraron la existencia de la relación entre cointegración y los modelos de corrección de error mediante el teorema de representación de Granger, donde el modelo de corrección de error se puede obtener mediante un proceso bietápico basado en mínimos cuadrados ordinarios: primero se realiza la "regresión cointegrante" y luego, una vez conocido el vector de cointegración, se hace la estimación de la ecuación en su forma de corrección de error.

Grosso modo, sea el conjunto de variables $X_t = \{x_t, y_t\}: X_t \sim I(1)$, luego al realizar la regresión:

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (2.1)$$

mediante una estimación de mínimos cuadrados ordinarios, donde resulta que:

$$u_t = y_t - \beta x_t \quad \text{donde } u_t \sim I(1) \quad (2.2)$$

se dice que los componentes del vector X_t están cointegrados con orden 1,1, denotado como $X_t \sim CI(1,1)$, (2.1) es la regresión cointegrante, β el parámetro cointegrante y u_t el error de equilibrio. Aunado a esto, vale la pena que se mencionen tres señalamientos hechos por los autores: i) lo más común será que dicha combinación lineal resultará en $u_t \sim I(1)$, ii) se pueden presentar dos series y_t y x_t cada una con componentes estacionales, cuya combinación lineal resulte en

$u_t \sim I(0)$ aunque este es considerado el caso más improbable, y iii) si $X_t \sim I(0)$ el hecho de que $u_t \sim I(0)$ no representa una propiedad distintiva (Engle y Granger, 1987, págs. 253-254)³⁴.

Respecto a la relación entre cointegración y los modelos de corrección de errores

la idea es simplemente que una proporción del desequilibrio en un periodo es corregida el siguiente periodo. Por ejemplo, la variación en precio en un periodo puede depender del grado de exceso de demanda en el periodo previo. Dichos esquemas pueden derivarse como un comportamiento óptimo con algunos tipos de costos de ajuste o información incompleta... Para un sistema de dos variables un modelo de corrección de errores común relacionaría el cambio de una variable con los errores de equilibrio, así como con el cambio pasado de ambas variables (Engle & Granger, 1987, pág. 254).

Como resumen Galindo y Catalán

cuando $u_t = 0$, existe una situación de equilibrio de largo plazo que se define como un punto estacionario en el cual las fuerzas económicas mantienen las series juntas y evitan que se muevan a otro punto. [Sin embargo] En algunos periodos [el hecho de que] $u_t \neq 0$, [estaría] indicando una desviación o error de equilibrio a largo plazo y en el caso en el que la relación entre las variables se mantiene a lo largo del tiempo el error de equilibrio debe presentar un proceso estocástico estacionario (2003, pág. 33)³⁵.

Dicho lo anterior, la regresión cointegrante (2.1) implica que entre x_t y y_t existe una relación de equilibrio en el largo plazo, mientras que en el corto plazo se observarán desviaciones del equilibrio. Así, para explicar la dinámica de y_t y siguiendo la idea básica de Engle y Granger, se expresa (2.1) en su forma de corrección de error como:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{1,i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2,i} \Delta y_{t-i} + \alpha_3 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad : \varepsilon_t \sim \text{iidn}(1, \sigma^2) \quad (2.3)$$

³⁴ En estas páginas se hallan los conceptos e ideas descritas, salvo por la "regresión cointegrante" la cual encontramos en la página 261 de Engle y Granger (1987).

³⁵ Los autores no utilizan u_t , sino z_t .

Δ es el operador de diferencias y k el k -ésimo rezago. Asimismo, de Galindo y Catalán, (2003, págs. 34, 36) se pueden extraer dos observaciones respecto a (2.3), a saber: i) la ecuación incluye variables únicamente estacionarias con propiedades estadísticas más adecuadas que una ecuación en niveles y ii) la expresión define que los cambios en y_t responden a desviaciones de la relación de equilibrio de un periodo anterior.

Nótese entonces que, $u_{t-1} \neq 0$ en (2.2) significa que no se está en equilibrio, *i.e.* que y_{t-1} está por encima o por debajo del equilibrio. Ahora bien, supóngase un u_{t-1} positivo y que todos los términos en (2.3) son cero – excepto el error de equilibrio. Así, nótese que esperamos un α_3 con signo negativo³⁶, de modo que al ser $\alpha_3 u_{t-1}$ negativo Δy_t también lo será, así pues, se estará corrigiendo el desequilibrio generado por $y_{t-1} > \beta x_{t-1}$. Lo mismo sucede cuando u_{t-1} es negativo, *i.e.* se corrige $y_{t-1} < \beta x_{t-1}$. Como indican Esquivel y Razo, α_3 “nos dice la velocidad de ajuste del modelo hacia el estado estacionario” (2002, pág. 39).

Granger y Newbold (1974) demostraron que dos series que están descritas por un proceso de caminata aleatoria pueden tener una aparente relación, de modo que dicho fenómeno puede surgir de un intento de ajustar, en un modelo de regresión, dos variables económicas en niveles. Asimismo, realizaron cien simulaciones con hasta cinco variables explicativas, donde al menos una de las variables fuese una caminata aleatoria, para comprobar que en términos generales cuando dichas series están en niveles la R^2 es alta y la prueba Durbin-Watson próxima a cero, mientras que cuando las series están diferenciadas R^2 es próxima a cero y Durbin-Watson próxima a dos. Lo cual implica que, tales valores de R^2 y Durbin-Watson sirven como señales para identificar si dicha relación es aparente o, de manera más formal, una regresión espuria³⁷. Resulta entonces claro que, para que un conjunto de series X_t genere una regresión cointegrante

³⁶ Sin embargo, en relación al signo de α_3 Esquivel y Razo advierten que

El signo esperado para los coeficientes de ajuste es negativo siempre y cuando la variable independiente del MCE sea la misma sobre la cual se normaliza el vector de cointegración o presente el mismo signo que la variable sobre la cual se lleva a cabo la normalización. En nuestro caso, para los tres mercados la normalización se realizó para variables diferentes a los precios consumidor y éstos presentaron el signo contrario al de la variable sobre la cual se normalizó por lo tanto se espera obtener coeficientes positivos (2002, pág. 26).

³⁷ Los autores mencionan tres características encontradas en una regresión de esta naturaleza: i) coeficientes ineficientes, ii) pronósticos subóptimos y iii) pruebas de significancia usuales no válidas.

dicha regresión debe ser no espuria, en cuyo caso presentaría un R^2 aceptable y un valor para la prueba Durbin-Watson próximo a dos.

Adviértase entonces que, tanto en la búsqueda de cointegración como en la especificación del modelo de corrección de errores, el orden de integración de las series resulta clave. Por tanto, con el fin de determinar el orden de integración, en el presente trabajo se emplean dos pruebas de raíces unitarias: la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y la prueba Phillips-Perron (PP).

Desarrolladas por Dickey y Fuller (1979) y Phillips y Perron (1988), las pruebas de hipótesis parten del siguiente modelo:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (2.4)$$

donde $-1 \leq \rho \leq 1$ y u_t es un error de ruido blanco. Luego, si a (2.4) se le resta y_{t-1} , se llega a:

$$y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + u_t$$

que se puede expresar como:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad \text{donde} \quad \delta = \rho - 1 \quad (2.5)$$

donde las hipótesis en ambas pruebas son:

$H_0: \delta = 0$ i.e. $\rho = 1$ hay una raíz unitaria y, por tanto, (2.4) es un modelo de caminata aleatoria sin deriva

$H_a: \delta < 0$ i.e. no hay raíz unitaria y (2.4) es un modelo AR (1).

Las pruebas son válidas para una extensión de (2.4) que incluya deriva y tendencia determinística, asimismo ambas pruebas se basan en el estadístico τ . Con relación a las diferencias entre ambas pruebas, Esquivel y Razo indican que

La diferencia entre las pruebas ADF y la PP radica en la forma de controlar el problema de correlación serial, esto último con la finalidad de obtener estimadores consistentes e insesgados. La primera de ellas corrige la correlación serial por

medio de la inclusión de diferencias rezagadas de la variable endógena mientras que la segunda realiza una corrección no paramétrica del estadístico τ sobre el coeficiente [δ de (2.5)]” (2002, págs. 9-10).

Por último, obsérvese que si $\rho = 1$ en (2.4), se puede realizar la siguiente transformación:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = u_t \quad (2.6)$$

donde u_t es un error de ruido blanco. Es decir, si y_t en nivel es no estacionaria, las primeras diferencias de la serie sí lo son.

3. Resultados e interpretación

En esta tercera sección se presentan los resultados e interpretación del ejercicio de estimación. El enfoque que se emplea para modelar la dinámica inflacionaria se retoma de Esquivel y Razo (2002)³⁸.

En la primera subsección se muestran los resultados de las pruebas de raíces unitarias para las variables a emplear. En la segunda se muestran los resultados del ejercicio econométrico para las relaciones de largo plazo para el mercado de bienes, el mercado de trabajo y el mercado externo. Finalmente, en la tercera subsección se presenta el análisis de corto plazo *i.e.* el modelo para la dinámica inflacionaria.

3.1. Pruebas de raíz unitaria

Se realizan dos pruebas de raíz unitaria: la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y la prueba Phillips-Perron (PP). El procedimiento a seguir es el siguiente: i) observar el gráfico de la serie para determinar si requiere la inclusión del término constante y de tendencia, ii) aplicar la prueba a la serie en cuestión, utilizando los criterios de información Akaike para determinar el número de

³⁸ Para modelar la determinación de los precios en una economía pequeña como la de México y para atenuar el problema de muestra pequeña, utilizaremos el enfoque econométrico propuesto en Juselius (1991). Este enfoque consiste en analizar cada sector por separado y después utilizar las desviaciones del equilibrio de largo plazo de los mercados laboral, monetario y bienes como variables explicativas del comportamiento de la inflación (Esquivel y Razo, 2002, pág. 6).

rezagos en el caso de la prueba ADF, iii) verificar que no exista autocorrelación en la regresión de las pruebas y iv) comparar el estadístico con su respectivo valor crítico. En la Tabla 1, al final de esta primera sección, se muestran los resultados de las pruebas.

Sin embargo, antes de que se traten los resultados de la Tabla 1, debe señalarse en relación a la variable precio relativo agrícola que se realizarán dos especificaciones para los modelos que incluyen esta variable. Pues como Kennedy señala “los modelos cuyos residuales prueben ser no significativamente ruido blanco (errores aleatorios) inicialmente debe ser visto como reflejo de un error de especificación, mas no reflejo de que se requiere un procedimiento de estimación especial” (2008, pág. 75). En ese sentido, se ofrecen los resultados de las pruebas de raíz unitaria para la especificación del precio relativo como $P_r = LP_a/LP_m$, así como para las variables LP_a y LP_m separadas.

Las variables inflación IP , precio relativo agrícola lPr , precios en el sector agrícola lPa , precios en el sector manufacturero lPm , oferta agrícola lAS , salarios reales en el sector de la manufactura $l\frac{w}{pM}$ y los precios administrados por el gobierno $ltag$, presentan autocorrelación en la prueba PP. En tales casos Phillips y Perron (1988, pág. 345) no recomiendan el uso del estadístico para determinar el orden de integración de la serie. Ahora bien, exceptuando la oferta agrícola lAS , el resto de las variables son $I(0)$ según la prueba ADF. Así pues, para la oferta agrícola lAS , se puede concluir que es $I(1)$, mientras que para el resto de variables la evidencia es confusa. Sin embargo, para determinar el orden del resto de las variables se emplean dos criterios i) se realizan las pruebas a las diferencias de las series para observar si se rechaza H_0 , el nivel de significancia al que se rechaza y si las pruebas son válidas y ii) se evalúa el comportamiento de las variables mediante la visualización de las gráficas como un proceso estocástico en diferencias y como un proceso estocástico en tendencia – pues la prueba ADF sugiere que para todas las variables mencionadas, exceptuando lAS , este es su comportamiento. Así pues, por un lado, se observa que si se emplean primeras diferencias ambas pruebas son concluyentes para todas las variables: se rechaza H_0 , ambas pruebas son válidas y la significancia estadística mejora para lPr y IP reduce a 5% para lPa en el caso de la ADF, para el resto de variables se conserva. Por otra parte, el comportamiento de las gráficas sugiere que lPr , IP , lPa , lPm , $l\frac{w}{pM}$ y $ltag$ son $I(1)$, por tanto, se concluye que tales variables son $I(1)$.

Similarmente, las variables inversión II y exportaciones LX presentan evidencia confusa. Sin embargo, con base en los criterios mencionados se observa que para II la prueba ADF pasa de 10% a 1% en el nivel de significancia mediante el empleo de primeras diferencias, asimismo la prueba PP no significativa en niveles resulta significativa al 1%. Por otra parte, LX presenta una mejora en el nivel de significancia en la prueba PP, pasando de 10% a 1% y se hace significativa al nivel de 1% en la prueba ADF mediante el empleo de las primeras diferencias. Así, y junto con el análisis de las gráficas, se sugiere estas variables son $I(1)$.

Luego, con relación a las variables precio relativo externo lPe y salarios nominales lw ambas pruebas muestran de manera concluyente que tienen orden de integración $I(1)$, mientras que el producto en la manufactura LM el tipo de cambio nominal le , el margen de ganancia lmu , los precios de los precios de la energía len y la tasa de interés i_{91} tiene orden de integración $I(0)$.

Así pues, las variables inflación IP , precios en la agricultura lPa , precios en la manufactura lPm , oferta agrícola IAS , inversión II , salarios reales en la manufactura $l\frac{w}{Pm}$, precio relativo externo lPe , exportaciones LX y salarios nominales lw , deben ser diferenciadas para que sean estacionarias en el proceso de estimación. Por otra parte, el producto en la manufactura LM , las entradas externas de capital lF , el tipo de cambio nominal le , y el margen de ganancia lmu , los precios de la energía len y la tasa de interés i_{91} son ya estacionarias. Aunque en las características se especifica, vale la pena recalcar que LM , le y len se tratarán como procesos estacionarios en tendencia.

Tabla 1

Pruebas de raíces unitarias

Variable	Dickey-Fuller Aumentada				Phillips-Perron		
	Estadístico	Significancia	Rezagos	Características	Estadístico	Significancia	Características
IP	-7.925	***	2	c y t	-5.424	***	c y t ^a
ΔIP	-3.111	***	0	n	-4.068	***	c
lPr	-3.521	**	1	c y t	-3.016		c y t ^a
ΔlPr	-6.099	***	0	n	-7.034	***	c
lPa	-6.950	***	5	c y t	-5.026	***	c y t ^a
ΔlPa	-2.446	**	1	n	-4.171	***	c
lPm	-5.657	***	1	c y t	-6.108	***	c y t ^a

ΔlPm	-2.718	***	1	n	-3.984	***	c
lAS	-2.803		1	c y t	-2.688		c y t ^a
ΔlAS	-17.597	***	0	n	-17.090	***	c
lM	-3.547	**	0	c y t	-3.625	**	c y t
lI	-3.226	*	1	c y t	-2.715		c y t
ΔlI	-8.602	***	0	n	-8.540	***	c
$l w/Pm$	-5.269	***	1	c y t	-5.074	***	c y t ^a
$\Delta l w/Pm$	-7.691	***	0	n	-8.049	***	c
lPe	-2.064		0	c	-2.237		c
ΔlPe	-10.672	***	0	n	-10.654	***	c
lF	-2.954	**	2	c	-7.348	***	c
lX	-2.873		1	c y t	-3.285	*	c y t
ΔlX	-5.468	***	1	n	-11.144	***	c
le	-5.097	***	1	c y t	-4.747	***	c y t
lw	-2.137		0	c y t	-2.349		c y t
Δlw	-10.073	***	0	n	-10.039	***	c
lmu	-5.154	***	0	n	-5.113	***	c
$ltag$	-6.526	***	2	c y t	-4.416	***	c y t ^a
$\Delta ltag$	-5.552	***	0	n	-7.259	***	c
len	-5.888	***	2	c y t	-3.326	*	c y t
i_{91}	-2.652	*	0	c	-2.704	*	c

Nota. * Se rechaza H_0 al 10% de significancia.

** Se rechaza H_0 al 5% de significancia.

*** Se rechaza H_0 al 1% de significancia.

^a indica autocorrelación en la prueba.

Las letras “n”, “c” y “t” significan “nada”, “constante” y “tendencia”, respectivamente.

3.2. Análisis de largo plazo

En esta segunda parte de la sección se realizan las estimaciones de largo plazo para el mercado de bienes, el mercado de trabajo y el mercado externo. Dichas estimaciones constituyen a su vez la primera etapa de la construcción del modelo de corrección de errores, pues los errores de equilibrio de los mercados en los que se encuentren relaciones de largo plazo serán empleados para modelar la dinámica inflacionaria.

3.2.1. Mercado de bienes

En esta primera parte de la subsección, se pretende obtener dos ecuaciones de cointegración o relaciones de largo plazo: una para el mercado de bienes agrícola y otro para el mercado de bienes

manufacturados. Así pues, se contemplan las estimaciones de los dos modelos señalados en el cuadro 1 de la primera sección.

Asimismo, vale la pena señalar que se realizarán las estimaciones en principio intentando apearse a la teoría estructuralista y por tanto utilizando la forma lPr del precio relativo agrícola, de modo que si esta variable no resulta significativa o se detectan problemas de autocorrelación se optará por incluir la variable precio relativo en la forma de lPa y lPm .

Mercado de bienes agrícolas. Para este mercado la variable dependiente es la oferta agrícola lAS , mientras que las variables independientes son el precio relativo agrícola lPr y el producto en la manufactura lM . Por tanto, la ecuación de largo plazo que se plantea es:

$$lAS = \beta_0 + \beta_1 lPr + \beta_2 lM \quad (3.1)$$

donde se espera que ambas variables tengan signo positivo. Sin embargo, para tal especificación no resultó ninguna variable significativa y presentó autocorrelación.

La segunda especificación que se propuso fue:

$$lAS = \beta_0 + \beta_2 lPa + \beta_2 lPm + \beta_2 lM \quad (3.2)$$

donde se espera que todas las variables tengan signo positivo excepto lPm . En esta regresión sólo la variable lPm resultó significativa al 10% con el signo esperado, sin embargo, y se detectó autocorrelación.

Asimismo, se optó por un enfoque diferente con base en el análisis gráfico de las series en cuestión. En principio se consideró que el problema provenía de la variable lM , pues se recordará que es estacionaria en tendencia según las pruebas ADF y PP de la Tabla 1. Por tanto, se optó por emplearla como un proceso estacionario en diferencias, sin embargo, en (3.1) ninguna variable resultó significativa mientras que en (3.2) lPa y lPm lo fueron al 10% y 5% respectivamente, lPm además con signo contrario al esperado. Pese a ello, en ambos casos las regresiones presentaron autocorrelación.

Siguiendo la línea del análisis gráfico, se determinó emplear *LAS* como un proceso estacionario en tendencia con tendencia cuadrática. En la elaboración de la Tabla 1 se esperaba que *LAS* no fuera estacionaria en tendencia con las pruebas ADF y PP, puesto que se observó tal patrón en su gráfica. Sin embargo, como las primeras diferencias resultaron estacionarias en ambas pruebas, se consideró adecuado el empleo de *LAS* en primeras diferencias. Así pues, la prueba ADF sobre la variable *LAS* con tendencia cuadrática mostró que dicha variable es estacionaria, con un valor para el estadístico de -3.6442, sin constante ni tendencia, a un nivel de significancia del 1% y con 1 rezago. La prueba PP mostró lo mismo, sin embargo, presentó autocorrelación. Por tanto, *LAS* se emplea como un proceso estacionario en tendencia con tendencia cuadrática y un rezago en (3.1) y (3.2). En ambas regresiones sólo resultó significativo el término *LM*. Los resultados se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2

Regresión de cointegración para el mercado de bienes agrícola

Variable	<i>LAS</i>	Desv. Estándar	Significancia
<i>c</i>	-0.00014	0.00378	
<i>LM</i>	0.13501	0.05779	**
<i>s</i>	0.0389		
R2 ajustada	0.0407		
Estad. F	5.4590		
Durbin-Watson	2.4863		

Nota. ** El nivel de significancia es al 5%.

Sin embargo, aún este último resultado no es lo suficientemente satisfactorio. Si bien, el signo es el esperado, la información aportada por *LM* para explicar *LAS* es baja. Asimismo, aunque presenta menor autocorrelación en comparación con el resto de regresiones estimadas el estadístico Durbin-Watson con H_0 : no autocorrelación, no se acepta siquiera al 1% de significancia, asimismo las gráficas de autocorrelación simple y parcial rechazan H_0 en para el primer y el segundo rezago. Por tanto, los errores de equilibrio de este mercado no se emplearán en la regresión para la dinámica inflacionaria.

Vale la pena señalar que otros problemas asociados a la regresión de cointegración para este mercado, están relacionados con la disponibilidad de datos. Pues si bien se tuvo presente que el parámetro S permite tomar en consideración variables adicionales, tales como oferta de la tierra o tecnología empleada en el sector, estas no existen ni en la periodicidad, ni en el periodo que se requiere. Así pues, la base de datos del Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta (SIACON), incluye información con periodicidad anual y se ofrece una desagregación sobre la producción agropecuaria como agrícola, pecuario y pesquero, más no variables que se pueden incluir en S . Por otra parte, el INEGI ofrece datos vinculados a dichas variables, tales como superficie cultivada, tipo de maquinaria empleada, etc., mediante la encuesta nacional agropecuaria, sin embargo, sólo existe para los años de 2012, 2014, 2017 y 2019.

Mercado de bienes manufacturados. Para este mercado la variable dependiente es el producto en la manufactura lM , mientras que las variables independientes son el precio relativo agrícola lPr , la inversión lI y los salarios reales $l\frac{w}{Pm}$. Por tanto, la ecuación de largo plazo que se plantea es:

$$lM = \beta_0 + \beta_1 lPr + \beta_2 lI + \beta_3 l\frac{w}{Pm} \quad (3.3)$$

donde se espera que lPr tenga signo negativo, lI signo positivo y $l\frac{w}{Pm}$ signo negativo. Sin embargo, para esta especificación sólo la variable lI resultó significativa y la regresión presentó autocorrelación.

La segunda especificación que se propuso fue:

$$lM = \beta_0 + \beta_1 lPa + \beta_2 lPm + \beta_3 lI + \beta_4 l\frac{w}{Pm} \quad (3.4)$$

donde se espera que lPa tenga signo negativo, lPm signo positivo, lI signo positivo y $l\frac{w}{Pm}$ signo negativo. No obstante, como en (3.3) sólo lI resultó significativa y la regresión presentó autocorrelación.

Al igual que como en el mercado de los bienes agrícolas, se optó por emplear lM como un proceso estacionario en diferencias, en lugar de en tendencia como sugieren las pruebas de raíz unitaria. De esta manera, tanto en (3.3) como en (3.4) todas las variables resultaron significativas con sus

respectivos signos esperados, sin embargo, el estadístico DW de ambas fue 1.4866 y 1.5053 respectivamente, con *p-values* muy próximos a 0.001.

Con base en la teoría que sigue la presente investigación, y dada la naturaleza del problema de autocorrelación, se optó por eliminar la variable de salarios reales. Como se recordará, en la explicación de (1.2) de la sección I, Ros (2004, pág. 374), señala de forma exclusiva al precio relativo agrícola y a la inversión como los determinantes del producto manufacturero. Sin embargo, en principio se consideró la variable salarios reales puesto que en la expresión (1.2) aparece dicha variable como resultado de las operaciones algebraicas, asimismo se planteó bajo la premisa de tener el modelo más general posible. De esta manera, al excluir los salarios reales, en (3.3) el precio relativo como *lPr* perdió significancia estadística, la inversión la conservó con su signo esperado y se eliminó la autocorrelación: el estadístico DW fue de 1.6808. Sin embargo, una mejor estimación se obtuvo de (3.4). Para este caso las tres variables fueron estadísticamente significativas, tuvieron los signos esperados y la regresión no presentó autocorrelación: mejoró el estadístico DW y las gráficas de autocorrelación simple y parcial no muestran que se rechace H_0 :no autocorrelación, para ningún rezago.

Sin embargo, con el objeto de mejorar el ajuste del modelo, se optó por incluir una variable dicotómica DM^{39} que considere las tres crisis por las cuales ha atravesado el país en el periodo de estudio: la de 1994, 2008 y 2020. Para determinar los puntos en el tiempo que requieren el valor de $DM = 1$, de la regresión previa se observaron la gráfica normal de residuos y la gráfica de residuos contra los valores ajustados de la última estimación de (3.4). De esta manera, se concluyó que el valor de 1 debe emplearse para el cuarto trimestre de 2008 y el segundo trimestre de 2020. En comparación con la estimación sin la variable DM , se obtuvo una mejoría en la desviación estándar del modelo, así como en la R^2 ajustada, así como la significancia de la constante. Por otra parte, tampoco presentó autocorrelación: como sugiere el estadístico DW y las gráficas de autocorrelación simple y parcial. Los resultados del ejercicio se ofrecen en la Tabla 3.

³⁹ $DM = \{0: \text{no crisis}, 1: \text{crisis}\}$.

Una brevísima justificación sobre la inclusión de variables dicotómicas se ofrece al final de la última subsección.

Tabla 3**Regresión de cointegración para el mercado de bienes manufacturados**

Variable	<i>lM</i>	Desv. Estándar	Significancia
<i>c</i>	0.00803	0.00386	**
<i>lPa</i>	-0.54196	0.22667	**
<i>lPm</i>	0.72702	0.25281	***
<i>lI</i>	0.39004	0.05424	***
<i>DM</i>	-0.11040	0.02357	***
<i>s</i>	0.0291		
R2 ajustada	0.5900		
Estad. F	38.7700		
Durbin-Watson	1.5704		

Nota. ** El nivel de significancia es al 5%

*** El nivel de significancia es al 1%

Como se observa, dichos resultados son consistentes con la teoría: un incremento en los precios del sector agrícola *lPa*, reduce la capacidad de compra de los trabajadores, así dada la inelasticidad de la demanda de alimentos, estos disminuyen el consumo de bienes manufacturados y destinan una mayor parte de su ingreso a la adquisición de bienes agrícolas. En consecuencia, y como se sugirió en la primera sección, esto podría estar reduciendo los efectos multiplicadores de la inversión *lI*, y por tanto afectando de manera negativa al producto en el sector manufacturero. Por otra parte, un aumento de los precios de los bienes del sector manufacturero *lPm*, impulsa a los productores a incrementar su producción. Asimismo, el incremento de la inversión tiene un efecto positivo sobre el producto en el sector manufacturero.

Ahora bien, con el objeto de comprobar que el término de error equilibrio sea estacionario y que en efecto las variables en cuestión estén cointegradas, se aplica la prueba ADF y PP considerando los valores críticos de Davidson y MacKinnon (1993, citado en Nyboe, 2017)⁴⁰. Siguiendo la

⁴⁰ Al respecto Esquivel y Razo indican que

los valores críticos que deben de ser tomados en cuenta para una prueba de raíces unitarias sobre los residuales no son los mismos que los utilizados para una prueba de raíces unitarias de una serie de tiempo tradicional. Ambos autores [Davidson y MacKinnon] proponen valores críticos más exactos que dependen del número de variables $I(1)$ en el lado derecho de la regresión y de la naturaleza no estocástica de los regresores de la regresión de cointegración (2002, pág. 15).

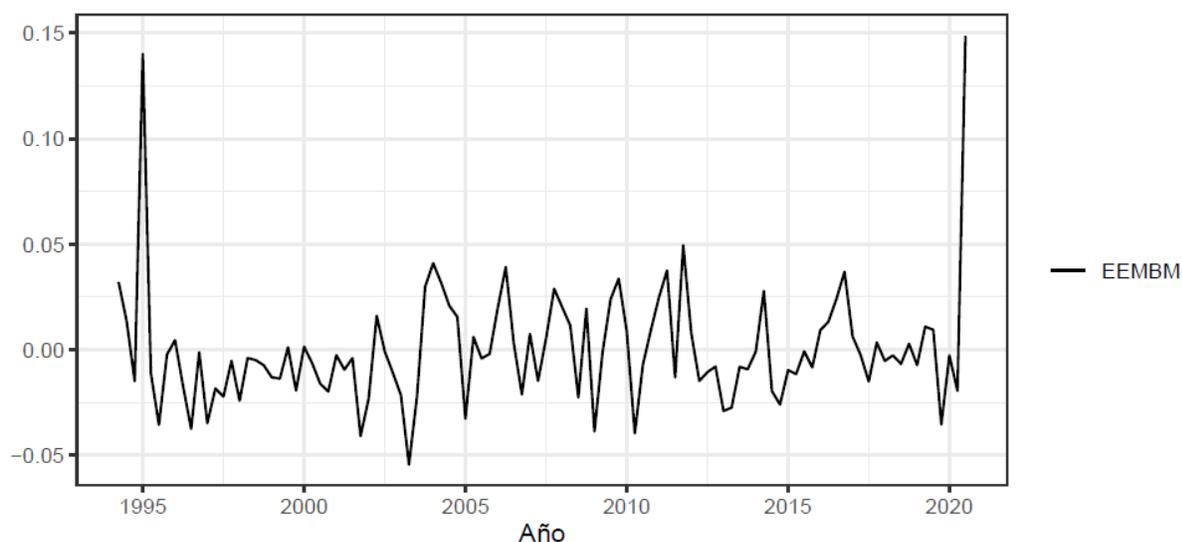
Vale la pena señalar que valores críticos para la prueba de raíz unitaria sobre los errores de equilibrio son propuestos en Engle y Granger (1987, pág. 269), sin embargo, se ofrecen sólo para el caso de una variable independiente.

metodología aplicada en la primera subsección, se encuentra que los valores de los estadísticos son -7.8741 y -7.7853 respectivamente para ADF con cero rezagos y PP, los cuales resultan ser significativos al nivel del 1% y donde ambas pruebas son válidas en vista de que no presentan autocorrelación.

Finalmente, en la Figura 6 se ofrece la gráfica del comportamiento de los errores de equilibrio para este mercado.

Figura 6

Errores de equilibrio del mercado de bienes manufacturado (EEMBM)



Nota. Elaboración propia.

3.2.2. Mercado de trabajo

En esta segunda parte de la subsección, se busca obtener una ecuación cointegración o relación de largo plazo para el mercado de trabajo. En relación a la variable precio agrícola, se mantienen las mismas consideraciones que en el epígrafe previo.

Así, para este mercado la variable independiente son los salarios reales en la manufactura $l \frac{w}{Pm}$, mientras que las variables independientes son el precio relativo agrícola lPr y el producto en la manufactura lM . Por tanto, la ecuación que se plantea es:

$$l \frac{w}{Pm} = \beta_0 + \beta_1 lPr + \beta_3 LM \quad (3.5)$$

donde se espera que los signos de ambas variables sean negativos. Para esta ecuación el precio relativo agrícola resultó significativo y con el signo esperado, sin embargo, el producto en la manufactura no lo fue, y la regresión no presentó autocorrelación. Luego, realizando la estimación de la ecuación:

$$l \frac{w}{Pm} = \beta_0 + \beta_1 lPa + \beta_2 lPm + \beta_3 LM \quad (3.6)$$

donde se espera que los signos de las tres variables sean negativos. En este caso, la variable lPm fue la única significativa y con el signo esperado. Al igual que en (3.5) la regresión no presentó autocorrelación.

Sin embargo, así como se procedió en las regresiones del mercado de bienes, éstas se volvieron a realizar tomando a LM como un proceso estacionario en diferencias, en lugar de un proceso estacionario en tendencia. Así, para (3.6) ninguna variable resultó significativa, mientras que para (3.5) ambas variables resultaron significativas y con los signos esperados. La prueba DW, así como las gráficas de autocorrelación simple y parcial sugieren que tal regresión no presenta autocorrelación. Pese a ello, el problema que se presentó fue un valor muy bajo R^2 ajustada de apenas 0.0576.

Luego, se optó por emplear una variable dicotómica DT^{41} , con el objeto de modelar los periodos de fuerte inestabilidad y conseguir un mejor ajuste. Se procedió de manera idéntica a como se hizo en el mercado de bienes manufacturados, sobre la última regresión de (3.5) se observó la gráfica normal de residuos y la gráfica de residuos contra los valores ajustados, donde se esperaba encontrar necesario el uso de $DT = 1$, en los mismos puntos en el tiempo que para el mercado de bienes manufacturados. No obstante, con base en el análisis gráfico, se determinó emplear únicamente en el primer trimestre de 1995 y en el cuarto trimestre de 2008 *i.e.* en comparación con el mercado de bienes manufacturados no se detectó una variación atípica en el segundo y cuarto trimestre de 2020, de suerte tal que si se considera $DT = 1$ para 2020 la regresión presenta autocorrelación, no así al emplear $DT = 0$. De esta manera, se cumple el objetivo del uso de la

⁴¹ $DT = \{0: \text{no crisis}, 1: \text{crisis}\}$

variable dicotómica: se pasa de 0.0576 a 0.6131 en el valor de R^2 ajustada, todas las variables resultan significativas, salvo el intercepto, y poseen los signos esperados. Sin embargo, la gráfica de autocorrelación parcial y simple mostraron autocorrelación para el rezago dos y catorce.

Dada la naturaleza del problema de autocorrelación y la búsqueda de ajustarse a la teoría, se optó realizar una regresión que incluyera únicamente las variables lPa , lM como explicativas. Asimismo, con base en el análisis gráfico de los residuos se determinó el uso de la variable dicotómica DT para el primer y cuarto trimestre de 1995, para el tercer y cuarto trimestre de 2008 y el segundo trimestre de 2020. Los resultados se ofrecen en la Tabla 4. Cabe señalar que las gráficas de autocorrelación simple y parcial no mostraron autocorrelación para ningún rezago, asimismo el intercepto adquirió significancia estadística.

Tabla 4

Regresión de cointegración para el mercado de trabajo

Variable	$l w/Pm$	Desv. Estándar	Significancia
c	0.01378	0.00606	**
lPa	-0.65047	0.18269	***
lM	-0.64205	0.10949	***
DT	-0.23051	0.02396	***
s	0.0460		
R2 ajustada	0.5436		
Estad. F	42.6900		
Durbin-Watson	1.6112		

Nota. ** El nivel de significancia es al 5%

*** El nivel de significancia es al 1%

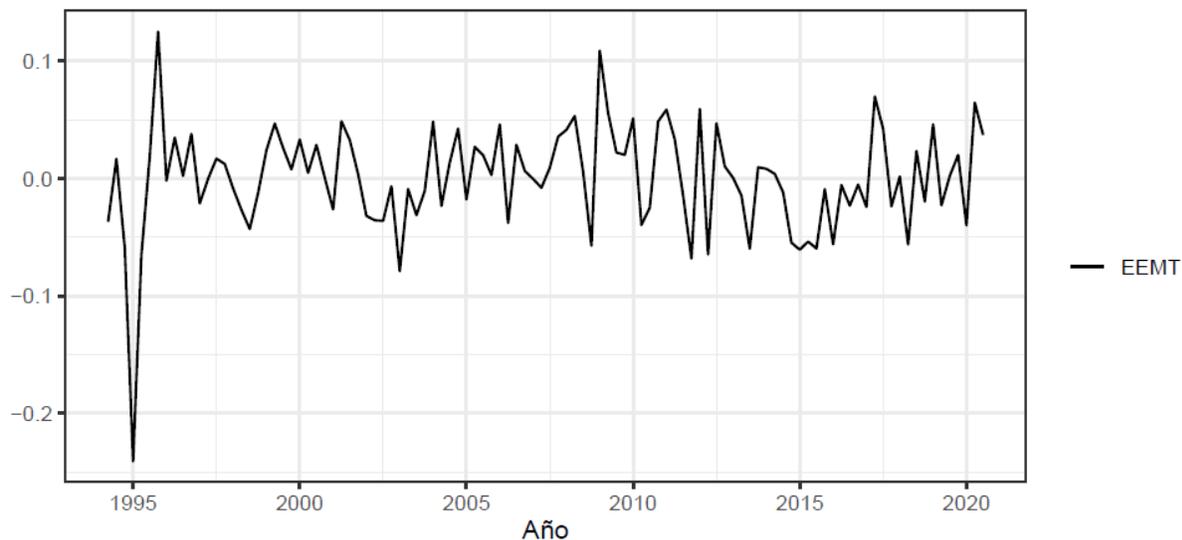
Como se observa en la Tabla 4, un incremento de los precios en la agricultura, así como del producto de la manufactura, podrían implicar un aumento del empleo en ambos sectores, un aumento del salario umbral y por ende una caída en los salarios reales. Así, en teoría, un aumento de los precios en la agricultura y por tanto un aumento del salario umbral dado el incremento del empleo en la agricultura impulsado por los precios, debería estar acompañado de disminuciones en el producto de la manufactura como condición para conservar el equilibrio. Asimismo, se advierte que un aumento del producto en la manufactura debe estar acompañado por una caída de los precios en la agricultura con el objeto de que el mercado permanezca en equilibrio.

Luego, con el objeto de saber si se pueden emplear los errores de equilibrio del mercado de trabajo en el modelo de la dinámica inflacionaria, se realizan las pruebas ADF y PP empleando los valores críticos señalados en el epígrafe anterior. En relación a la prueba ADF se obtiene un valor de -8.3789 con cero rezagos, mientras que para la prueba PP se obtiene un valor de -8.3269, ambas significativas al nivel del 1%.

Por último, se ofrece en la Figura 7 la gráfica del comportamiento de los errores de equilibrio de este mercado.

Figura 7

Errores de equilibrio del mercado de trabajo (EEMT)



Nota. Elaboración propia.

3.2.3. Mercado externo

En esta última parte de la subsección, se pretende obtener una ecuación cointegración o relación de largo plazo para el mercado externo. En este caso, el precio relativo clave es el tipo de cambio de cambio real, de modo que no habrá distintas especificaciones que modifiquen su forma funcional.

Para este mercado la variable independiente es la inversión II , mientras que las variables dependientes son el tipo de cambio real lPe , las exportaciones lX , y las entradas externas de capital lF . Por tanto, se propone la ecuación:

$$II = \beta_0 + \beta_1 lPe + \beta_2 lX + \beta_3 lF \quad (3.6)$$

donde se espera que lPe tenga signo negativo, mientras que lX y lF tengan signo positivo. Así, para esta ecuación resultaron significativas todas las variables, se obtuvieron los signos esperados y una R^2 ajustada de 0.5101. Sin embargo, el estadístico DW fue de 1.363 y las gráficas de autocorrelación simple y parcial mostraron autocorrelación para el primer rezago. Por tanto, al igual que en los dos mercados previos se consideró la inclusión de la variable dicotómica DE^{42} para modelar los momentos de gran inestabilidad. La manera en que se procedió y lo que se esperaba observar es similar a lo que se esperaba en los dos mercados previos. De esta manera se determinó emplear la variable $DE = 1$ para el primer y segundo trimestre de 1995, para el cuarto trimestre de 2008 y para el segundo trimestre de 2020.

Así, en la Tabla 5 se observan los resultados del ejercicio. Se puede apreciar que las variables resultan significativas – salvo la constante por lo cual se eliminó – y con los signos esperados. Asimismo, el DW y las gráficas de autocorrelación simple y parcial indican que no existe autocorrelación, por otra parte, presenta una mejora en la R^2 ajustada, con un valor de 0.6385.

Tabla 5

Regresión de cointegración del mercado externo

Variable	II	Desv. Estándar	Significancia
lPe	-0.22997	0.06818	***
lX	0.30062	0.05292	***
lF	0.01693	0.00957	*
DE	-0.13590	0.02205	***
s	0.0357		
R2 ajustada	0.6385		
Estad. F	47.8000		
Durbin-Watson	1.7245		

⁴² $DE = \{0: \text{no crisis}, 1: \text{crisis}\}$

Nota. * El nivel de significancia es al 10%

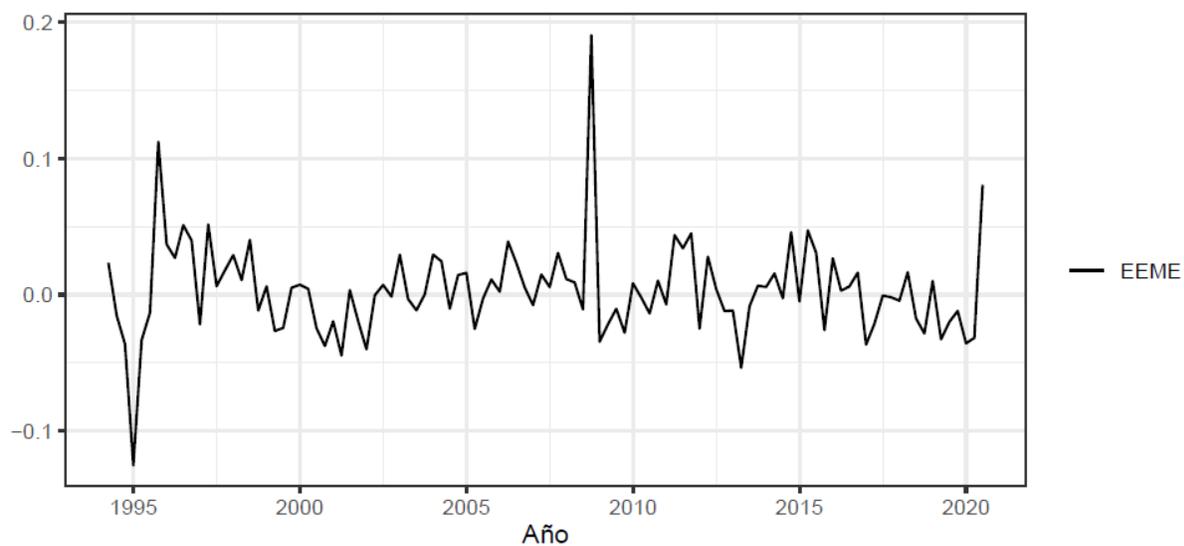
*** El nivel de significancia es al 1%

Los resultados sugieren que podría existir inflación por costos proveniente en el sector externo de la economía. Por una parte, la depreciación del tipo de cambio provoca una caída de la inversión debido a que esta requiere de insumos importados y, por lo tanto, el encarecimiento de los mismos desemboca en niveles menores de inversión. Por otra parte, las exportaciones y las entradas de capital externo proveen a la economía de divisas de suerte tal que, si crecen, también lo hace la inversión.

Las pruebas de raíz unitaria correspondientes a los errores de equilibrio de este mercado arrojan los valores de -8.8793 y -8.9357 respectivamente a la prueba ADF con cero rezagos y la PP, ambas con un nivel de significancia del 1%. En la Figura 8 se ofrece la gráfica del comportamiento de dichos errores.

Figura 8

Errores de equilibrio del mercado externo (EEME)



Nota. Elaboración propia.

3.3. Análisis de corto plazo: la dinámica inflacionaria

En esta tercera subsección, y como parte de la segunda etapa en la construcción del MCE, se presentan los resultados del modelo construido para la dinámica inflacionaria. Este modelo, además de incluir los errores de equilibrio de los tres mercados estimados, incluye las variables variación de salarios nominales Δlw , tipo de cambio nominal le , margen de ganancia lmu , variación de las tarifas administradas por el gobierno $\Delta ltag$, los precios de la energía Δlen , la tasa de interés i_{91} , la misma variación de la inflación rezagada ΔlP , donde se opta por incluirlas como tasas o en niveles según cumplan con la condición de ser procesos I(0).

Excepto para los errores de equilibrio y las variables estacionales, se construyó un modelo con hasta tres rezagos para todas las variables, eliminando las variables no significativas en un proceso iterativo hasta que todas las variables incluidas en el modelo fueran estadísticamente significativas.

Los signos esperados para los errores de equilibrio son positivos en el caso del mercado de trabajo y en el mercado externo, mientras que para el mercado de bienes se puede esperar un signo negativo⁴³. Por otra parte, para los salarios nominales Δlw , el tipo de cambio nominal Δle , las tarifas administradas por el gobierno $\Delta ltag$, los precios de la energía len la tasa de interés i_{91} y

⁴³ Como se recordará de la sección II, hay dos casos en los que el término de error de equilibrio puede presentar signo negativo: i) cuando la variable independiente del MCE es la misma sobre la cual se realiza la regresión cointegrante y ii) cuando la variable independiente del MCE es la misma, pero como dependiente, en la regresión de cointegración sobre una variable independiente distinta a la del MCE, y donde dicha variable dependiente presenta el mismo signo que la variable independiente de la regresión cointegrante.

Por lo tanto, en el caso del mercado de trabajo, obsérvese que los precios del sector agrícola, que se construyen a partir del INPC que sirve como aproximación de IP , tiene signo negativo, por tanto, se espera un signo positivo para el error de equilibrio de este mercado en el MCE: si el salario real está por encima de su valor de equilibrio, un incremento de los precios agrícolas regresa a los salarios reales a su valor de equilibrio. Lo mismo ocurre en el mercado externo, como se recordará el índice de tipo de cambio real ponderado por comercio con el que se aproxima IPe , incluye el INPC dentro de su cálculo, así al ser IPe negativo sobre la inversión II , se espera que el término de error de equilibrio de este mercado sea positivo en el MCE: si la inversión está por encima de su valor de largo plazo un incremento del INPC implicará la apreciación de IPe , disminuyendo así las exportaciones y, por tanto, la inversión II , llevándola a su valor de largo plazo. Finalmente, en relación al mercado de bienes manufacturados se espera un signo negativo: nótese que la forma funcional de esta ecuación incluye a los precios agrícolas IPa y a los precios manufacturados IPm por separado, donde IPa presenta signo negativo y IPm signo positivo, asimismo ambos pueden pensarse como subconjuntos del indicador más general: el INPC, sin embargo, si se observa los valores de los estimadores sobre IM se advierte que cambios en IPm tienen un impacto mayor que cambios en IPa , y dado el signo positivo de IPm se espera que el error de equilibrio de este mercado sea negativo en el MCE: si la demanda de bienes manufacturados IM está por encima de su valor de equilibrio un incremento del precio de esos bienes IPm disminuye los ingresos de los trabajadores, quienes reducen su consumo de productos manufacturados, llevando así a IM a su valor de equilibrio.

los rezagos de la variación de la inflación ΔLP , se espera que tengan signos positivos, mientras que para el margen de ganancia lmu , se espera un signo negativo. Así pues, la ecuación que se estima es:

$$LP = \beta_0 + \beta_1 \Delta lw_{t-k} + \beta_2 le_{t-k} + \beta_3 lmu_{t-k} + \beta_4 \Delta tag_{t-k} + \beta_5 len_{t-k} + \beta_6 li_{91t-k} + \beta_7 \Delta LP_{t-1-k} + \beta_8 EEMBM_{t-1} + \beta_9 EEMT_{t-1} + \beta_{10} EEME_{t-1} + \varepsilon_t \text{ donde } k = 0,1,2,3 \quad (3.7)$$

De esta manera, se obtuvo un resultado muy por debajo de lo esperado: sólo *EEME*, Δtag_t , Δtag_{t-3} , i_{91} , *Q2* y *Q3*, resultaron significativas y con los signos esperados, sin embargo, el modelo presentó heterocedasticidad y no normalidad. Por tanto, se optó por realizar nuevamente el ejercicio tomando *le* y *len* como procesos estacionarios en diferencias. Así, después de varios intentos y realizando una serie de cambios los cuales implicaron la omisión de las variables estacionales y el uso de una variable dicotómica *DI* para modelar los períodos de fuerte inestabilidad – cuarto trimestre de 1994, el primer y el segundo trimestre de 1995 – se obtuvieron mejores resultados. Tales resultados se ofrecen en la Tabla 6.

Tabla 6

Modelo de corrección de errores para la dinámica inflacionaria

Variable	ΔLP	Desv. Estándar	Significancia
<i>EEMBM</i>	-0.07949	0.02116	***
<i>EEMT</i>	0.04009	0.01129	***
<i>EEME</i>	0.06658	0.01382	***
Δlw_t	0.03170	0.00774	***
lmu_t	-0.04895	0.02050	**
Δtag_t	0.20732	0.02109	***
Δlen_t	0.11990	0.00987	***
I_{91t}	0.00107	0.00010	***
ΔLP_{t-2}	0.07951	0.03358	**
<i>DI</i>	0.02341	0.00536	***
<i>s</i>	0.0043		
R2 ajustada	0.9805		
Estad. F	522.7000		

Nota. ** El nivel de significancia es al 5%

*** El nivel de significancia es al 1%

Como se observa, los desequilibrios de los tres mercados son estadísticamente significativos al nivel del 1%, por tanto, no se puede rechazar la hipótesis de que estos son determinantes de la dinámica inflacionaria en México para el periodo en cuestión. Asimismo, los coeficientes muestran velocidades de ajuste diferentes, siendo más rápido el ajuste producido en el mercado de bienes manufacturados, seguido del mercado externo y finalizando con el mercado de trabajo.

En relación al mercado de bienes manufacturados, cuando el término de los errores de equilibrio es positivo (negativo) *i.e.* el producto en M observado está por encima (por debajo) de su valor de equilibrio, implica que los precios en dicho sector deben disminuir (aumentar) para corregir el desequilibrio. Esto se debe a que el producto en M se ve impulsado (desincentivado) porque los productores observan precios más altos (bajos) en el sector, sin embargo, dado que la demanda de alimentos se supone inelástica los consumidores reducen (aumentan) la parte de su ingreso que destinan al consumo de manufacturas. Por tanto, en el periodo siguiente al desequilibrio, los precios deben disminuir (aumentar), desincentivando (incentivando) a los productores en M y corrigiendo tal desequilibrio. Asimismo, se observa que sólo un 7.949% del desequilibrio de largo plazo de este mercado se corrige dentro de un trimestre. Esto implica que tales desequilibrios persisten durante un largo periodo de tiempo.

En lo que respecta al mercado de trabajo, cuando el término de los errores de equilibrio es positivo (negativo), o sea que el salario real observado se encuentra por encima (por debajo) de su valor de equilibrio, los precios de los bienes agrícolas y de los bienes manufacturados deberán aumentar (disminuir), para que el mercado regrese al equilibrio. Lo anterior se debe a que un aumento (disminución) de los salarios reales presiona al alza (baja) los precios de los productores industriales quienes procuran su margen de ganancia, de modo que éstos transfieren dichos costos a los precios, acelerando (desacelerando) el ritmo al que la inflación crece. Por otra parte, los precios de los alimentos deben subir (bajar) para eliminar el exceso de demanda (oferta). Vale la pena señalar que, este mercado presenta los desequilibrios más persistentes, pues sólo el 4.009% son corregidos en un trimestre.

Por otra parte, cuando el término de los errores de equilibrio del mercado externo es positivo (negativo), es decir que la inversión observada está por encima (por debajo) de su valor de largo plazo, el tipo de cambio real deberá depreciarse (apreciarse) para que dicho mercado vuelva a su

valor de largo plazo *i.e.* al nivel que es consistente además con el equilibrio en la balanza de pagos. Así, el tipo de cambio real apreciado (depreciado) presiona al alza (baja) el comportamiento de la inflación. La explicación es que cuando la inversión está por encima (debajo) de su valor de largo plazo, esto se traduce como un aumento (disminución) en la demanda de empleo por parte de dicho sector, con ello se presiona al alza (baja) la dinámica de los precios de consumo internos, de modo que este incremento (decremento) de precios aprecia (deprecia) el tipo de cambio, sin embargo, un tipo de cambio apreciado (depreciado) desincentiva (incentiva) las exportaciones haciéndolas más costosas (menos costosas), de suerte tal que la caída (aumento) de las exportaciones, termina por depreciar (apreciar) el tipo de cambio real y debido al aumento (disminución) de los costos de los productores de bienes de inversión, estos reducen su producción y por tanto, se reestablece el equilibrio. *Grosso modo*, la apreciación (depreciación) del tipo de cambio real presiona al alza (baja) la dinámica inflacionaria, lo cual permite corregir el desequilibrio entre la inversión de corto plazo y su valor de largo plazo. De forma bastante similar al mercado de bienes, en el mercado externo apenas el 6.658% del desequilibrio de largo plazo se corrige dentro de un trimestre. En este caso, tales desequilibrios no son absorbidos sino dentro de un periodo de tiempo considerable.

Vale la pena señalar que en comparación con el trabajo de Esquivel y Razo (2002), los coeficientes obtenidos presentan una reversión a la media más rápida, pues en el trabajo de dichos autores para el mercado externo, monetario y laboral, se obtiene coeficientes 0.017, 0.010 y 0.015 respectivamente. Asimismo, un resultado consistente con el de Esquivel y Razo (2002), es la importancia que tienen los mercados internos sobre el externo. En este caso, el efecto conjunto de las desviaciones de equilibrio de los mercados internos de bienes y de trabajo, es de 0.11958 (0.07949 + 0.04009), el cual está por encima del 0.06658 del mercado externo.

En adición a los desequilibrios, como se señaló, se incluyen una serie de variables $I(0)$ que contribuyen con información para explicar la dinámica de los precios. En primer lugar, se tiene a los salarios nominales medidos en dólares por hora, esto quiere decir que un incremento porcentual del 1% en dichos salarios en t provoca un incremento de precios del 0.03% en t , debido al traslado de costos a precios por parte de los productores. Este resultado está alejado de lo observado en el trabajo de Balakrishnan y Parameswaran (2019), cuyo estimador para los salarios nominales es de 0.392 para el caso de India. Sin embargo, se acerca más a lo observado en el trabajo de Garcés (1999), quien para el caso mexicano obtiene un valor de 0.081 sobre los salarios nominales.

Luego obsérvese que la variable margen de ganancia, nos indica que dicho margen se incrementa (disminuye) cuando el producto observado está por debajo (encima) de su potencial, dado que los salarios son procíclicos *v.gr.* debido a que los trabajadores pierden (ganan) poder de negociación. Así pues, un incremento (disminución) del margen de ganancia resulta en la aceleración (desaceleración) del ritmo al que la inflación crece. Como se aprecia, una disminución del margen de ganancia en un 1% en t , genera una disminución de aproximadamente 0.05% en los precios en t .

En relación a las variables precios de tarifas administradas por el gobierno y precios de la energía, debe aclararse que su inclusión tiene dos justificaciones, como señalan Esquivel y Razo⁴⁴, i) debido a la ponderación de dichas variables dentro del INPC del 5.28% y 9.58% respectivamente y ii) por “la necesidad de incorporar los efectos indirectos de los cambios en estos precios sobre el comportamiento de la inflación general de la economía” (2002, pág. 29) puesto que, como se observa en la Tabla 1 en los trabajos de Jain (2015), Balakrishnan y Parameswaran (2019) y Gobinda y Ahmed (2017), los energéticos parecen ser determinantes de la dinámica inflacionaria de la India en el caso de los dos primeros y de Bangladés en el caso del último. Mientras que los precios administrados por el gobierno resultan relevantes en los trabajos de Mognillansky y Titelman (1992), Garcés (1999) y Esquivel y Razo (2002), para Argentina en el primero y para México en el caso de los dos restantes. Así pues, para el caso de la variable precios administrados por el gobierno se observa que una variación al alza de 1% en t , genera una variación al alza de aproximadamente 0.21% en los precios en t , resultado superior al encontrado por Esquivel y Razo (2002) de 0.154⁴⁵ e inferior al encontrado por Garcés (1999) de 0.366, ambos para el caso mexicano. Por otra parte, se observa que un aumento en los precios de la energía del 1% en t , genera un aumento de aproximadamente 0.12% en los precios en t , resultado muy aproximado al que obtienen Balakrishnan y Parameswaran (2019) de 0.113 en los precios del petróleo para el caso de India y contrario a los resultados de Gobinda y Ahmed (2017), para el caso de Bangladés donde domina el efecto ingreso de los precios del petróleo.

⁴⁴ Sin embargo, se debe señalar que, en el trabajo de dichos autores, las variables fueron los precios administrados por el gobierno y los precios concertados por el gobierno.

⁴⁵ Se suman los efectos de las variables que los autores denominan “precios administrados” y “precios concertados” por el gobierno.

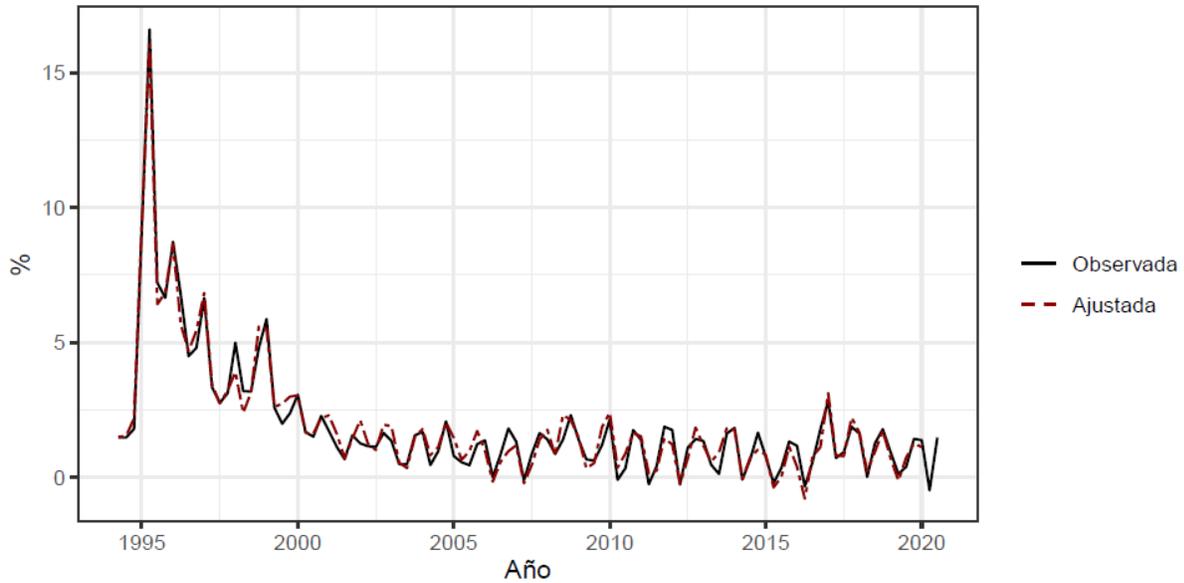
Asimismo, como se advierte en la sección I en el modelo de corto plazo propuesto por Taylor (1992), la tasa de interés presenta un signo positivo y estadísticamente significativo – si bien con un efecto muy pequeño – en la determinación de los precios al consumidor. Esto quiere decir que no se puede rechazar la hipótesis respecto a que los productores transfieren sus costos de financiamiento al consumidor. Este hecho tiene un contraste relevante para la hipótesis que señala que tasas de interés más altas desaceleran el proceso inflacionario al restringir la demanda agregada. Este resultado es similar al observado en el trabajo de Esquivel y Razo (2002) con relación al signo de la variable, sin embargo, es superior en lo que respecta al coeficiente, pues en dicho trabajo los autores encuentran un valor de 0.0002, aunque en tal caso utilizan un diferencial de tasas entre México y E.U. como tasa de CETES a 91 días menos la tasa de los *3-months treasury bonds*.

Las expectativas inflacionarias también resultan significativas en la explicación de la dinámica inflacionaria. Como se observa, un crecimiento del 1% en los precios en t , acelera la inflación en aproximadamente 0.08% en $t+2$. Sin embargo, el valor obtenido en el presente trabajo es relativamente bajo en comparación con lo hallado por Esquivel y Razo (2002), quienes obtuvieron 0.425 con un rezago y Garcés (1999) quien obtuvo un valor de 0.364 con un rezago, de Gobinda y Ahmed (2017) de 0.2 como la suma de los rezagos del uno, dos, cuatro, cinco y doce, y Adusei (2013) de 0.27 con un rezago. En el caso de Esquivel y Razo (2002) y Garcés (1999), quienes realizan estimaciones para México, esto podría deberse a la inflación promedio del periodo que se estudia en sus respectivos trabajos.

En la Figura 9 se ofrece el gráfico de la tasa de la variación de la tasa de inflación observada contra la ajustada por el modelo, mientras que en la Figura 10 se observa el comportamiento de los residuales del modelo de corrección de errores.

Figura 9

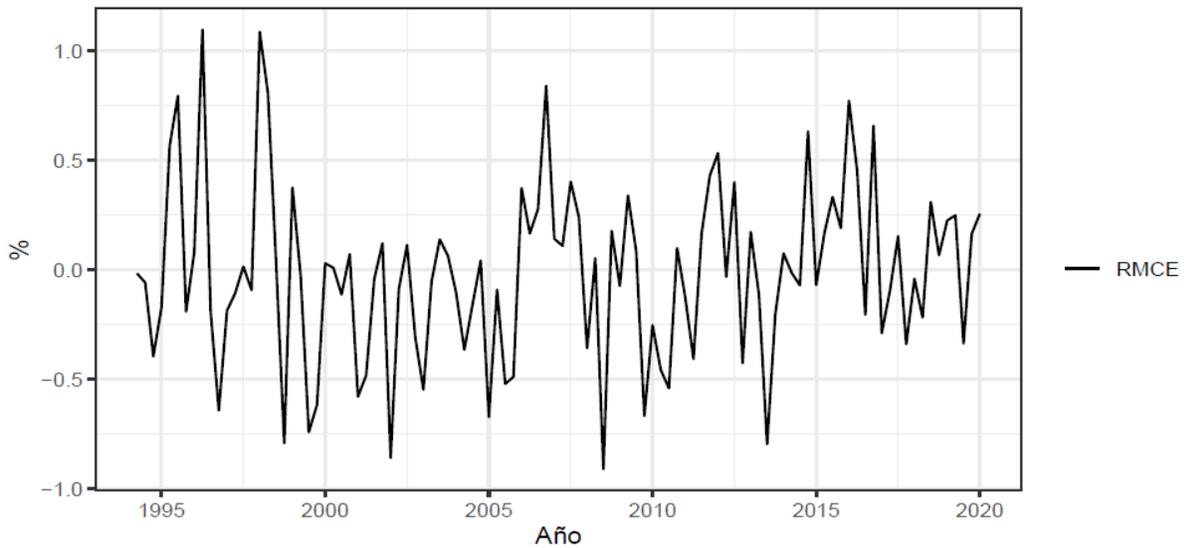
Dinámica inflacionaria en México (1994 – 2020)



Nota. Elaboración propia.

Figura 10

Residuales del modelo de corrección de errores de la dinámica inflacionaria



Nota. Elaboración propia.

Con relación a las propiedades estadísticas del modelo, en la Tabla 7 se ofrecen los resultados de diversas pruebas. Como se observa, la prueba de autocorrelación Breush–Godfrey sugiere que el

modelo propuesto no presenta dicho problema *i.e.* los residuales tienen independencia. Asimismo, tanto los resultados de la prueba ARCH sobre los residuales del modelo, así como los resultados de la prueba Breusch–Pagan, sugieren el no rechazo de la hipótesis nula de homocedasticidad en los residuos. Finalmente, el estadístico Jarque–Bera sugiere el no rechazo de la hipótesis nula de normalidad en los residuos del modelo.

Tabla 7

Pruebas de especificación

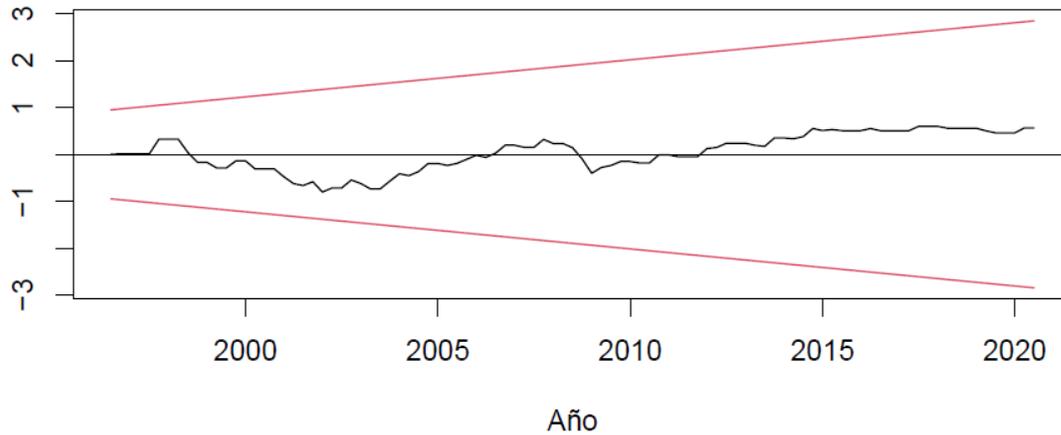
<u>Supuesto</u>	<u>Estadístico</u>	<u>Probabilidad</u>
Autocorrelación		
<i>Breusch-Godfrey (4)</i>	7.17950	0.12670
Efectos ARCH		
<i>ARCH (4)</i>	1.63480	0.80250
Heterocedasticidad		
<i>Breusch-Pagan</i>	11.17800	0.26370
Normalidad		
<i>Jarque-Bera</i>	1.27050	0.52980

Nota. Elaboración propia.

Luego, la Figura 11 y 12 ofrecen las gráficas de los residuales recursivos y de los coeficientes recursivos del MCE, respectivamente. Ambas gráficas sugieren que los estimadores no presentan cambio estructural *i.e.* no se rechaza la hipótesis nula de estabilidad en los estimadores para el periodo de estudio.

Figura 11

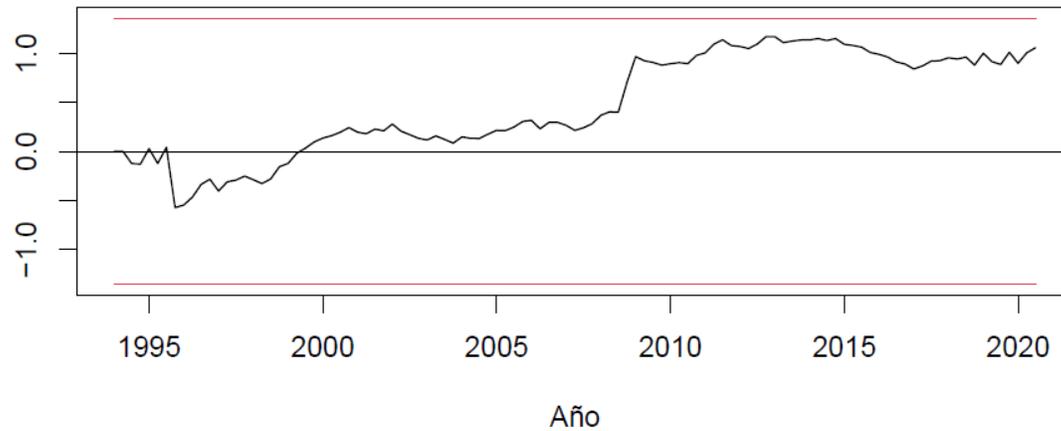
Residuales recursivos del MCE



Nota. Elaboración propia.

Figura 12

Coefficientes recursivos del MCE



Nota. Elaboración propia.

Por último, se admite que el uso de variables ficticias *specific-period dummies* y estacionales mejoran el poder explicativo del resto de variables, *i.e.* que las variables distintas a las dicotómicas por sí mismas pueden tener poco poder explicativo (Kennedy, 2008, pág. 237), sin embargo, Esquivel y Razo (2002) emplean una variable dicotómica para modelar la relación de largo plazo en el mercado de dinero⁴⁶ y luego para modelar la estacionalidad en la dinámica inflacionaria para

⁴⁶ La inserción de la variable dicotómica se justifica por los siguientes motivos: i) la modernización en los medios de pago; ii) la innovación financiera; iii) ciertas prácticas bancarias ocurridas en

el caso de México, Gobinda y Ahmed (2017) incluyen variables dicotómicas estacionales y para modelar la liberalización de la economía de Bangladés y su paso a un régimen democrático en 1992, y Adusei (2013) emplea dos variables dicotómicas para modelar la caída del mercado de valores en 1987 y la abolición del apartheid en 1994 para el caso de Sudáfrica.

Como se habrá podido advertir, en los distintos mercados y en la dinámica inflacionaria se emplearon variables dicotómicas para modelar tres periodos de gran inestabilidad para la economía mexicana: para 1994–1995, cuando se produjo la crisis desatada por el “error de diciembre”⁴⁷ que provocó la repentina salida de capital del país y el agotamiento de las reservas internacionales del Banco de México; para el año 2008 cuando sucedió la crisis hipotecaria en E.U. y para la última crisis desencadenada en 2020 por la pandemia del virus SARS-Cov-2.

3.4. Breves consideraciones finales

Se presentan dos elementos adicionales: por una parte, un breve análisis comparativo entre los determinantes de la inflación según el Banco de México y el modelo aquí planteado; por otra parte, se presentan las pruebas de causalidad Granger sobre el modelo de la dinámica inflacionaria presentado.

3.4.1. Brecha del producto vs brechas de mercados

Si se analizan algunos reportes trimestrales recientes de Banco de México⁴⁸, en particular los apartados tres, cuatro y cinco, se verá que variables como el tipo de cambio, los precios de los energéticos, salarios, precios de insumos o de materias primas, así como cuellos de botella logísticos, son contempladas como variables de costos que contribuyen con información para pronosticar la dinámica inflacionaria. Así, al incorporar variables como los tipos de interés de largo plazo y el tipo de cambio, el modelo del Banco de México considera que estas influyen sobre la demanda, en particular un alza de las tasas de largo plazo en relación con las de corto plazo implican, según este mecanismo de transmisión, un aumento de la actividad económica, de la

México y; iv) porque en el último trimestre de 1991 se dio un movimiento inusual en el monto de cuentas de cheques que afectó de manera importante el comportamiento de M1 (Esquivel y Razo, 2002, págs. 13-14).

⁴⁷ Para una mejor comprensión del llamado “error de diciembre” véase la sección dos de Tello (2016).

⁴⁸ Véanse los reportes trimestrales del cuarto trimestre de 2021 al segundo trimestre de 2021 de Banco de México en <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/informes-trimestrales-precios.html>

demanda y, por tanto, presiones sobre la variación de la inflación. Similarmente, y con base en el modelo que se plantea, una depreciación de los tipos de cambios implica mayor demanda de bienes producidos en México por parte del resto del mundo y, por tanto, presiones al alza sobre la variación de la inflación. En el apartado cinco de dichos informes, además se indica que una posible brecha del producto negativa (un producto observado por debajo del producto potencial), puede jugar un papel positivo en lo que respecta a la inflación, impulsado además por medidas de distanciamiento social. *Grosso modo*, estos elementos configuran un modelo de inflación que, si bien contempla variables vía costos, también gira en torno a una brecha del producto.

Sin embargo, es posible que, al no incorporar los desequilibrios o brechas de mercado, se tenga una visión parcial sobre los determinantes de la inflación. En el modelo creado con base a la teoría estructuralista de la inflación, *i.e.* que incorpora tales desequilibrios o brechas de mercado, se observa que el modelo arroja un signo positivo para el tipo de interés de corto plazo, es decir, los tipos de interés tienen un efecto vía costos sobre la dinámica inflacionaria. En el modelo de Banco de México, tipos de interés de largo plazo más altos que los de corto plazo implican la aceleración de la inflación, sin embargo, el modelo estructuralista muestra que tipos de cambio de corto plazo bajos reducen los costos de financiamiento de las empresas y por ende presiona a la baja el ritmo al que la inflación crece, no al alza como supone el modelo de brecha de producto. Como se señaló, este es un resultado similar al encontrado por Esquivel y Razo (2002). Por otra parte, el tipo de cambio depreciado no acelera la inflación por un aumento de la demanda, sino que un tipo de cambio depreciado desacelera el ritmo al que crece la inflación, ya que el sector de la economía que produce bienes para el resto del mundo, ante el aumento de sus costos (dado que para poder producir importan bienes de capital e intermedios), este disminuye su demanda de empleo, presiona los salarios a la baja y en general disminuye la demanda del sector que produce bienes para la economía interna y, por tanto, el ritmo al que crecen los precios al interior de la economía, en este caso al INPC. Vale la pena señalar que, al incorporar estas brechas, el tipo de cambio nominal no resultó significativo en el modelo de corto plazo construido a partir de la formalización hecha por Taylor (1992).

Adicionalmente, vale la pena recalcar otro resultado “contraintuitivo” del modelo de brechas de mercado. En el modelo de corto plazo se incorporó la brecha del producto (construida a partir del filtro Hodrick-Prescott), para explicar el comportamiento del margen de ganancia. Para este caso,

se concluyó que un incremento del margen de ganancia (una brecha del producto negativa) acelera la inflación, mientras que un decremento del margen de ganancia (una brecha del producto positiva) la desacelera. Este comportamiento, se supone así dado el comportamiento procíclico de los salarios, pues a mayor nivel de actividad económica los trabajadores tienen mayor poder de negociación y el sector empresarial reduce su margen de ganancia y viceversa, como supone Taylor (1992). Nótese que este no es el resultado que se espera si se razona desde el modelo de brecha producto, como se mencionó una brecha del producto negativa en los determinantes de la inflación de Banco de México, tiene un efecto desacelerador de la inflación, pues implica una reducción de la demanda, mientras que una brecha del producto positiva debería incrementar la demanda y por tanto presionar la inflación al alza, no a la baja.

Por estas razones, se sugiere considerar construir un modelo de desequilibrios sectoriales o brechas de mercado.

3.4.2. Pruebas de causalidad Granger

Se observa que, sólo en el caso de los salarios nominales se haya causalidad en el sentido de Granger – en adelante sólo causalidad – unilateral, de la tasa de variación de los salarios hacia la tasa de inflación. El resto de variables presentan causalidad bilateral o retroalimentación. Así, por nivel de significancia y valor del estadístico F, el margen de ganancia, la tasa de interés, los errores de equilibrio del mercado de trabajo y los errores de equilibrio del mercado manufacturado, sugieren que se contribuyen para predecir la inflación, más de lo que la inflación contribuye para predecirlos. Por otra parte, para las tarifas autorizadas por el gobierno, los precios de los energéticos y los errores de equilibrio del mercado externo, los resultados sugieren que la tasa de inflación contribuye más a predecirlos que lo que estos contribuyen para predecir la inflación.

Dado que las pruebas sugieren causalidad bilateral, es posible que un modelo oportuno a aplicar sea un VEC. Sin embargo, esto queda fuera del alcance del presente trabajo. Asimismo, vale la pena señalar que la prueba se estimó para todos los rezagos de uno hasta seis, y se escogió colocar en la tabla la variable con el número de rezagos que presentó la mayor significancia estadística.

Tabla 8**Pruebas de causalidad Granger**

Relación de Variables	Rezagos	Estadístico F	Significancia
Salarios → Inflación	1	29.85	***
Inflación → Salarios	4	1.15	
Margen de ganancia → Inflación	4	3.96	***
Inflación → Margen de ganancia	1	3.59	*
Tarifas autorizadas por el gobierno → Inflación	2	5.48	***
Inflación → Tarifas autorizadas por el gobierno	1	20.65	***
Tasa de interés → Inflación	1	66.35	***
Inflación → Tasa de interés	4	5.41	***
Precios de los energéticos → Inflación	2	10.87	***
Inflación → Precios de los energéticos	2	31.37	***
EEME → Inflación	3	2.43	*
Inflación → EEME	2	4.66	**
EEMT → Inflación	3	9.16	***
Inflación → EEMT	2	3.32	**
EEMBM → Inflación	4	10.96	***
Inflación → EEMBM	2	3.40	**

Nota. *El nivel de significancia es al 10%

** El nivel de significancia es al 5%

*** El nivel de significancia es de al menos 1%

Conclusiones y recomendaciones

El objetivo del presente trabajo fue aportar evidencia empírica que sugiriera el no rechazo de la hipótesis de inflación estructuralista. Consecuentemente, se estimaron relaciones de largo plazo para el mercado de bienes, el mercado de trabajo y el mercado externo, con el objeto de saber si de las desviaciones de equilibrio de dichos mercados se puede obtener información que contribuya

a la explicación de la dinámica inflacionaria. De esta manera, y mediante el empleo del análisis bivetado de cointegración planteado por Engle y Granger, se determinó que la dinámica inflacionaria en México en el periodo 1994 - 2020 puede ser representada mediante un modelo de corrección de errores, basado en los errores de equilibrios de dichos mercados, así como en la dinámica de los salarios nominales, el margen de ganancia, las tarifas administradas por el gobierno, los precios de los energéticos, una tasa de interés de corto plazo en México, las expectativas de inflación y una variable dicotómica empleada para el periodo de fuerte inestabilidad que atravesó el país a finales de 1994 y principios de 1995.

Vale la pena señalar que, para el mercado de bienes agrícolas las relaciones propuestas en el presente trabajo no resultaron significativas en la explicación de la producción de dicho sector. Así pues, el equilibrio que se buscó en el mercado de bienes agrícolas no jugó papel alguno en la explicación de la dinámica inflacionaria.

Por otra parte, para el mercado de bienes manufacturados se encontró una relación de largo plazo entre el producto de dicho sector, los precios del sector agrícola, los precios del mismo sector, la inversión y una variable dicotómica. Asimismo, para el mercado de trabajo se encontró una relación de largo plazo entre los salarios reales, los precios del sector agrícola, el producto en el sector manufacturado y una variable dicotómica. Por último, en el mercado externo también se encontró una ecuación de cointegración entre la inversión, el tipo de cambio real, las exportaciones, las entradas externas de capital y una variable dicotómica.

Finalmente, en relación a las variables de corto plazo: salarios nominales, margen de ganancia, precios de los energéticos y tasa de interés, se concluye que existe una transferencia de costos a precios por parte de las empresas *i.e.* al aumentar los salarios nominales, perder poder de negociación por el crecimiento de la brecha del producto, aumentar los precios de los energéticos o incrementar la tasa de interés, también lo hace la tasa de inflación, lo cual sugiere que al enfrentar alguna de estas condiciones las empresas aumentan sus precios. De igual manera, las tarifas autorizadas por el gobierno y las expectativas de inflación sugieren que no se pueden descartar los factores inerciales a la hora de explicar la dinámica de la inflación en México para el periodo en cuestión.

Bibliografía

- Adusei, M. (2013). Is Inflation in South Africa a Structural or Monetary Phenomenon? *British Journal of Economics, Management & Trade*, 60-72.
- Balakrishnan, P., & Parameswaran, M. (2019). *The dynamics of Inflation in India*. Centre for Development Studies, Kerala, India.
- Banco de México. (2021). *Informe Trimestral Abril - Junio 2021*. México. Recuperado el 16 de Octubre de 2021, de <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/informes-trimestrales-precios.html>
- Banco de México. (2021). *Informe Trimestral Enero - Marzo 2021*. México. Recuperado el 15 de Octubre de 2021, de <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/informes-trimestrales-precios.html>
- Banco de México. (2021). *Informe Trimestral Octubre - Diciembre 2020*. Informes Trimestrales, México . Recuperado el 15 de Octubre de 2021, de <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/informes-trimestrales-precios.html>
- Bazdresch Parada, C. (1984). *El pensamiento de Juan F. Noyola*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Berthomieu, C., Ehrhart, C., & Hernández-Bielma, L. (2005). El neoestructuralismo como renovación del paradigma estructuralista de la economía del desarrollo. *Problemas del Desarrollo*, XXXVI(143), 9-32.
- Berthomieu, C., Ehrhart, C., & Hernández-Bielma, L. (2006). Estabilización, ajuste externo y estrategia de desarrollo: el neoestructuralismo como alternativa al neoliberalismo. *Análisis Económico*, XXI(48), 5-30.
- Bielschowsky, R. (Octubre de 1998). Evolución de las ideas de la CEPAL. *Revista de la CEPAL*(Extraordinario), 21-46.
- Colin, D. (June de 2005). Noyola's institutional approach to the inflation. *Journal of the History of Economic Thought*, 27(2), 161-178.

- Cuevas, M., & Calderón, C. (2019). Crecimiento industrial y aumento de los precios de los bienes de consumo en México: un análisis econométrico. *Revista de la CEPAL*(129), 191-215.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (June de 1979). Distribution of the Estimators for Autorregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Esquivel, G., & Razo, R. (2002). *Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: un análisis multicausal de corrección de errores*. Documento de trabajo num. V-2002, El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos, México.
- Galindo, L. M., & Catalán, H. (Noviembre de 2003). Los Premios Nobel de Economía 2003: Clive W.J. Granger y R. F. Engle. *Economía Informa*(321), 30-39.
- Garcés, D. (1999). *Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México*. Documento de Investigación No. 9907, Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, México.
- Gigliani, G. (2018). La inflación en el capitalismo dependiente. Recuperado el 1 de marzo de 2020, de <https://vdocuments.mx/la-inflacion-en-el-capitalismo-dependiente-1-la-inflacion-en-el-capitalismo.html>
- Gobinda, G., & Ahmed, T. (2017). Testing monetarist-structuralist controversy in determining inflation in Bangladesh. *The Journal of Developing Areas*, 51(3), 17-31.
- González Rubí, R. (Febrero de 2001). El Pensamiento Cepalino y las ideas de Juan F. Noyola. *Comercio Exterior*, 166-172.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*(2), 111-120.
- Guillén Romo, H. (Abril de 2007). De la orden cepalina del desarrollo al neoestructuralismo en América Latina. *Comercio Exterior*, 57(4), 295-313.
- Gutiérrez Andrade, O. (enero-junio de 2007). Sobre el neoestructuralismo. *PERSPECTIVAS*(19), 115-126.

- Heath, J. (2012). *Lo que indican los indicadores: como utilizar la información estadística para entender la realidad económica de México*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía, México.
- Jain, S. (2015). *What Causes Inflation in India? A Cost-Push Alternative to Mainstream Explanations*. Tesis para obtener el grado de maestro en artes en estudios de desarrollo, International Institute of Social Studies , The Hague.
- Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics* (Sexta ed.). Oxford, Inglaterra: Blackwell.
- Lustig, N. (Marzo de 1988). Del estructuralismo al neoestructuralismo: la búsqueda de un paradigma heterodoxo. *Colección Estudios CIEPLAN*(23), 35-50.
- Moguillansky, G., & Titelman, D. (1992). *Inflación, déficit público y política cambiaria: un análisis econométrico para Argentina, Chile y México*. Documento de Trabajo No. 13, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, División de Desarrollo Económico.
- Noyola, J. (1949). *Desequilibrio fundamental y fomento económico en Mexico*. México: Universidad Nacional Autónoma de México. Facultad de Economía.
- Noyola, J. (1973). El desarrollo económico y la inflación en México y otros países latinoamericanos. En L. Solís, *La economía mexicana: lecturas*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Nyboe, M. (2017). Recuperado el 1 de Marzo de 2021, de https://absalon.ku.dk/files/1625634/download?download_frd=1&verifier=SahdV2IKkCP0gGRKqdARSIFN7kSVvqpWINbFcX02
- Perrotini, I. (2007). El nuevo paradigma monetario. *Economía UNAM*, 4(11), 64-82.
- Perrotini, I. (2014). El Nuevo Consenso en Teoría y Política Monetaria. En S. Rivas-Aceves, C. Castillo, & F. Venegas-Martínez, *Teoría Económica: un panorama contemporáneo* (págs. 1-34). México: Universidad Panamericana-Universidad de las Américas Puebla-Instituto Politécnico Nacional.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *BiométriKa*, 335-346.

- Pinto, A. (1973). Raíces estructurales de la inflación en América Latina. *El Trimestre Económico*, 63-74.
- Ros, J. (2004). Restricciones estructurales: cuellos de botella internos y externos. En J. Ros, *La teoría del desarrollo y la economía del crecimiento* (págs. 370-402). México: Fondo de Cultura Económica.
- Sawyer, M. (2005). Inflación y desempleo: una interpretación estructuralista. En G. Mantey, & O. N. Levy, *Inflación, créditos y salarios: nuevos enfoques de política monetaria para mercados imperfectos* (págs. 47-67). México: Miguel Ángel Porrúa.
- Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2018 (SCIAN 2018)*. (s.f.). Recuperado el 30 de Enero de 2021, de <https://sinegi.page.link/HC75>
- Sunkel, O. (1998). La inflación chilena: un enfoque heterodoxo. *Cincuenta años del pensamiento de la CEPAL: textos seleccionados, 1*, 297-323. Santiago, Chile: Fondo de Cultura Económica/CEPAL.
- Sunkel, O., & Zuleta, G. (1990). El neoestructuralismo versus el neoliberalismo de los años noventa. *Revista de la CEPAL*, 35-54.
- Suzarte, C. M. (mayo-junio de 2017). Los orígenes del neoestructuralismo latinoamericano. *Estudios Regionales en Economía, Población y Desarrollo. Cuadernos de Trabajo de la UACJ*(39), 3-30.
- Taylor, L. (1992). *Estabilización y crecimiento en los países en desarrollo: un enfoque estructuralista*. (E. L. Suarez Galindo, Trad.) México: Fondo de Cultura Económica.
- Tello, C. (2016). Finanzas públicas neoliberales: 1983-2014. En E. Fujigaki, *México cruce de siglos /970-2014* (págs. 197-268). México: Facultad de Economía.