



**Centro de Investigación y Docencia
Económicas, A. C.**

Tesina:

**Paridad de poder de compra, cambios
estructurales y memoria larga: una
aplicación para el caso de México.**

Maestría en Economía

Presenta:

Pedro Isaac Chávez López

Asesor de la Tesina:

Dr. Daniel Ventosa Santaulària

Profesor/Investigador Nivel II del SNI

Ciudad de México, D. F. - Mayo 2014

Agradecimientos

Este trabajo de tesina no podría haber sido realizado sin el apoyo incondicional de mi familia. Mis padres y hermanos siempre estuvieron dispuestos a apoyarme moral y económicamente independientemente de las circunstancias.

Por supuesto, otro factor igual de importante y decisivo en la elección y desarrollo del trabajo fue el aportado por el Dr. Daniel Ventosa Santaulària. Su disponibilidad en cualquier momento que fuera necesario ante todo tipo de duda por muy básica que fuera, fue de vital importancia. Además, su interés y recomendación hacia el tema y la metodología fue necesario para llevar un proceso más tranquilo y fructífero a lo largo de los 10 meses ocupados en la elaboración de esta tesina.

Me gustaría también agradecer al Dr. Arturo Antón Sarabia por sus consejos y correcciones al trabajo en su debido tiempo, sobre todo en la intuición detrás de la Paridad de Poder de Compra. Sus recomendaciones servirán para posibles extensiones de la presente tesina y una posible publicación.

Mis compañeros fueron un complemento poco más que ideal, los cuales junto con la profesora del seminario, la Dra. Eva Olímpia Arceo, dieron comentarios positivos y consejos para la mejora de mi trabajo al momento de presentarlo y escribirlo.

Por último me gustaría agradecer al Banco de Información para la Investigación Aplicada a las Ciencias Sociales (BIIACS) y al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACyT) por el apoyo económico otorgado para la elaboración de la base de datos y por la estancia en la maestría en Economía, respectivamente.

Índice general

1. Introducción	4
2. Literatura.	10
2.1. Paridad de Poder de Compra.	10
2.2. La Ley de un Único Precio.	12
2.3. Modelos para raíz unitaria y cointegración.	17
2.4. Revisión de la bibliografía.	19
3. Metodología	25
3.1. Pruebas de cambio estructural.	26
3.2. Prueba de integración fraccional.	29
4. Metodología para la construcción de datos.	31
5. Resultados.	37
6. Conclusiones.	49
A. Cuadros adicionales.	53

Capítulo 1

Introducción

La PPC (Paridad de Poder de Compra) ha sido un tema de mucha relevancia en macroeconomía en una economía abierta. En su versión absoluta se basa en la hipótesis de que una cesta de bienes que se intercambian con una moneda en común valdrá lo mismo en diferentes lugares (quitando costos de transacción). A pesar de que, en las últimas décadas, se ha rechazado de manera casi rotunda la hipótesis de la PPC a corto plazo, así como su versión continua, es aceptada en modelos macroeconómicos en el largo plazo.

En los últimos años, el trabajo empírico acerca de la PPC se ha sustentado en modelos econométricos debido a que los índices de precios (doméstico y extranjero ponderado por el tipo de cambio nominal) serán iguales sólo por coincidencia, en particular en pruebas de raíz unitaria (en modelos panel y de series de tiempo) y de cointegración. Si no podemos rechazar la hipótesis nula de que el modelo tenga raíz unitaria (RU) entonces decimos que no se cumple la PPC, de manera similar ocurre

si no encontramos evidencia de cointegración entre los niveles de precios nacional y extranjero y el tipo de cambio real.

La aplicación de las pruebas de raíz unitaria tiene muchas implicaciones desde una perspectiva económica. Primero, Rogoff (1996) nos dice que si hay existencia de raíz unitaria los choques serán muy persistentes y, por tanto, de naturaleza real (por ejemplo, choques tecnológicos) en el tipo de cambio real; si por el contrario hay poca persistencia en los choques, estos podrían ser atribuidos a choques nominales provenientes principalmente de la demanda agregada (por ejemplo, innovaciones en política monetaria). Segundo, muchos modelos teóricos macroeconómicos en una economía abierta provienen del supuesto de la PPC a través de la *ley de un único precio*, en caso de que hubiera presencia de raíz unitaria en el tipo de cambio real, el supuesto no se cumpliría y los modelos fallarían. Por último, las estimaciones del tipo de cambio bajo la PPC son usadas para fines prácticos, por ejemplo para determinar el cambio en el nivel de el tipo de cambio nominal y la política que se aplicaría como respuesta, y la comparación internacional entre los niveles de ingreso nacionales.

Debido a la falta de poder y de datos en la pruebas de RU en series de tiempo, y a la confusión del uso de pruebas de RU múltiples en modelos panel, además de la evidencia de no linealidad y a la persistencia en las desviaciones de corto plazo respecto a la dinámica de la PPC, han surgido diversas modificaciones y extensiones de la PPC según el modelo y la prueba empleada. El modelo más importante que intenta racionalizar las desviaciones a largo plazo que existen en la hipótesis

de la PPC es el de Harrod-Balassa-Samuelson (Harrod (1933), Balassa (1964) y Samuelson (1964)), cuyos resultados sugieren rechazar la PPC atribuyendo que el diferencial en productividad, entre los bienes que son comerciales y los que no, es el factor que determina la diferencia entre los precios de los bienes comerciales y los no comerciales, y el tipo de cambio real. Entonces, de acuerdo a lo anterior, podemos recordar lo dicho por Rogoff (1996): “todos los economistas de manera instintiva creen en alguna variante de la PPC como un ancla para los tipos de cambio real en el largo plazo”.

La hipótesis de la PPC ha sido estudiada con mucha variedad de trabajo empírico dando resultados diversos, sin embargo, gran parte de estos estudios se han enfocado a los países desarrollados debido, quizás, a la gran cantidad de datos disponibles.

En este trabajo, ponemos a prueba la hipótesis de la PPC en México con series de datos contruidos del periodo que va de 1933 a 2014. Cabe destacar la importancia de usar datos de México, ya que es un país con gran economía a pesar de ser emergente. Además, una comparación natural para poner a prueba la PPC es el nivel de precios de los Estados Unidos que domina a todos los demás países respecto al intercambio de bienes con México ya que alrededor de un 85 % de sus importaciones y exportaciones se realizan con aquél país, por ello es que sólo usaremos el índice de precios de EE.UU. en vez de usar un índice compuesto. Por último, México es interesante para la PPC debido a las devaluaciones, políticas de importación y de exportación, tratados de libre comercio, nacionalización del sistema bancario y privatización de bancos y empresas, entre otros.

En un país como México, el tipo de cambio real en el largo plazo podría tener desviaciones permanentes (no estacionarias) debido a la modificación en la proporción de bienes comerciales y los no comerciales en el índice de precios provocadas, por ejemplo, por un tratado de libre comercio o por la imposición de barreras en el intercambio comercial. Resulta interesante y motivado el uso de pruebas de raíz unitaria que controlan estos cambios en el nivel, pero que también consideran choques transitorios que se disipan en el corto plazo tales como choques tecnológicos y monetarios. Por ello, es que en el trabajo usaremos pruebas de RU con quiebres estructurales endógenos.

Por otro lado, existe cierto consenso acerca de que el tamaño de media vida de las desviaciones de la PPC está entre dos y tres años, es decir, las desviaciones de corto plazo en la PPC tardan algunos años en disiparse, de ahí nuestro gran interés en construir series de datos mensuales que pudieran reconocer estos efectos. Por ello usaremos una prueba de integración que da soporte a memoria larga, con el objetivo de que se incremente el poder en las pruebas, y, de manera más contundente, se dé evidencia a favor o en contra de la PPC (o alguna de sus versiones).

Nuestro procedimiento a seguir relativo a la hipótesis de la PPC en México, con la construcción de series de niveles de precio mensuales de EE.UU. y México de 1933 a 2014, se desarrolla de la siguiente manera: primero usaremos las pruebas de raíz unitaria (RU) de Kapetanios (2005) y la de Lee y Strazicich (2003) cuyas hipótesis alternativas permiten y otorgan valores de quiebres estructurales endógenos. Luego, con base en las pruebas anteriores usaremos la prueba de Bai y Perron (1998) que

determina cambios estructurales que admiten la media vida del proceso, usaremos pruebas de integración fraccional, las cuales son el estimador local de Whittle, y el estimador local exacto de Whittle (Shimotsu y Phillips (2005)). Cuando usamos pruebas de RU encontramos evidencia a favor de la PPC, ya sea con quiebres estructurales (Q-PPP) y con quiebres y tendencia (TQ-PPP). Determinamos que la participación de México en la Segunda Guerra Mundial, la crisis del petróleo en los 80's y el hecho de que se fijara (y se anunciara) en 1999 la meta de una inflación objetivo de 3% anual para el cierre de 2003 son intervenciones que necesitan ser consideradas en el caso del cumplimiento de la paridad de poder de compra en México. Con lo anterior apoyamos lo encontrado por Gómez-Zaldívar y Ventosa-Santaulària (2013), quienes nos dicen que sólo aquellos cambios estructurales que alteren la composición de los índices de precios agregados entre bienes comerciales y los no comerciales pueden tomarse en cuenta para el desvío del tipo de cambio real (TCR); es decir, dichas intervenciones desvían el valor en equilibrio en el largo plazo del TCR, en particular para México en el periodo 1969-1994, y en nuestro caso en el periodo de 1933 a 2014.

Sin embargo, por otro lado encontramos evidencia en contra de la PPC a través del estimador local exacto de Whittle. Esta prueba es más confiable que la de RU debido a que considera memoria larga que para el caso de la PPC toma en cuenta una dispersión de 2 o 3 años a través de choques tecnológicos y/o monetarios que aleja el tipo de cambio real del estado estacionario, es decir, del cumplimiento de la hipótesis de la PPC. Por tanto, esta prueba tendrá mayor validez debido

a que considera casos “intermedios” entre la estacionariedad y la existencia de RU (orden de integración fraccional), mientras que las pruebas de RU aún cuando permiten quiebres estructurales endógenos sólo consideran casos “extremos”, es decir, estacionariedad o RU (orden de integración 0 ó 1).

Por tanto la importancia de este trabajo radica en la poca existencia de estudios referidos a la PPC en México con pruebas de RU con modelos que presentan intervenciones (cambios estructurales) en el nivel del TCR, además de las pruebas de integración que dan soporte a memoria larga.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma. En el capítulo 2 definimos la PPC, la ley de un único precio y cómo se ha estudiado en los trabajos empíricos econométricos, además ubicamos la relevancia de la tesina en la literatura para el caso mexicano. En el capítulo 3 describimos las pruebas de RU y de integración fraccional que ocupamos. En el capítulo 4 detallamos la construcción de la base de datos y describimos las variables. En el capítulo 5 se encuentran los resultados, y concluimos en el capítulo 6.

Capítulo 2

Literatura.

A continuación incluimos un poco de historia y definimos la Paridad de Poder de Compra junto con la *Ley de un Único Precio*. También se incluye una breve descripción e intuición de las pruebas de raíz unitaria y de cointegración. Finalmente, presentamos los modelos de series de tiempo que describen distintas versiones de la PPC, los cuales son usados en las pruebas de raíz unitaria y de cointegración que aplicamos en el trabajo.

2.1. Paridad de Poder de Compra.

La paridad de poder de compra (PPC) es una teoría simple que nos dice que el tipo de cambio nominal entre dos divisas debería ser igual a la razón de los niveles agregados de precios (de bienes comerciales) entre dos países, entonces una unidad monetaria del país doméstico tendrá el mismo poder de compra en un país

extranjero. La teoría de la PPC ha tenido una larga historia en la economía, pero la terminología específica fue introducida en los años posteriores a la Primera Guerra Mundial, durante el debate internacional de política acerca del nivel apropiado para el tipo de cambio nominal entre altos países industrializados después de la inflación de largo impacto durante y después de la guerra Cassel (1918).

El hecho de conocer cómo los tipos de cambio se ajustan es central para la política de tipo de cambio, puesto que los países con el tipo de cambio fijo necesitan saber cuál podría ser el tipo de cambio en equilibrio, y países con el tipo de cambio variable quisieran saber cuál es el nivel y variación del tipo de cambio real y nominal que deberían esperar. En términos más generales, si el tipo de cambio se ajusta de acuerdo a un nivel establecido por la PPC, esto ayuda a determinar que el alcance de los modelos macroeconómicos que tienen como supuesto el cumplimiento de la PPC se adecuan a la situación monetaria y comercial de las economías involucradas.

La idea detrás de la paridad de poder de compra es que una unidad monetaria debería ser capaz de comprar la misma cantidad de una cesta de bienes en un país nacional que en un país extranjero de acuerdo a la tasa de cambio, tenemos así una PPC de divisas a través de dos economías.

Por otra parte, el hecho de que la PPC pueda mantenerse debido al arbitraje internacional de bienes, está relacionada con la conocida *Ley de un Único Precio*, que nos dice que el precio de un bien intercambiado internacionalmente debe ser el mismo en cualquier parte del mundo una vez que el precio está dado en una moneda común, ya que la gente podría tener beneficios sin riesgo al comprar bienes

2.2. LA LEY DE UN ÚNICO PRECIO.

de lugares donde el precio es bajo a lugares donde el precio es alto. Si los mismos bienes están en cada cesta del país usada para construir el nivel de precios agregado (y con el mismo peso) entonces la *Ley de un Único Precio* implica que un tipo de cambio bajo PPC debe mantenerse entre los países involucrados.

Sin embargo, lo anterior puede tener varias objeciones. Por ejemplo, la presencia de costos de transacción y las barreras arancelarias. Además, no todos los bienes son intercambiados entre todos los países, y el peso de bienes similares en los índices de precio agregado serán diferentes. Otro problema es que existen índices de precios (como el del consumidor) que involucra bienes que no necesariamente son comerciales. A continuación definimos de manera más formal la *Ley de un Único Precio* y derivamos las ecuaciones usuales.

2.2. La Ley de un Único Precio.

La *Ley de un Único Precio* (LUP) establece que el precio de un bien que se puede intercambiar internacionalmente debería ser el mismo en cualquier parte del mundo una vez que el precio es expresado en la misma divisa para evitar posibles ganancias por arbitraje. Como ejemplo tenemos que la revista *The Economist* publicó los precios de las hamburguesas Big Mac de McDonald's alrededor del mundo y las comparó en una moneda común, el dólar estadounidense, usamos el tipo de cambio como una simple medida para ver si una divisa está sobrevalorada o subvalorada relativa al dólar con el tipo de cambio actual.

Para que el tipo de cambio real bajo PPC se mantenga entre los países involucrados debido a la LUP deben ser usados los mismos bienes en cada cesta de consumo con la misma ponderación para formar el nivel de precios agregado.

En el largo plazo, no hay evidencia que nos indique que el nivel de precios debería cambiar entre países económicamente integrados. Aún cuando el bien es intercambiable y se cumple la *Ley de un Único Precio*, existen diferencias en los precios, éstas se deberán a costos de transportación, tarifas, o imperfecciones de mercado tales como la asimetría de información o el poder del monopolista.

Sin embargo, si las diferencias en precio son estructurales, se esperaría que se mantuvieran estables o aumentarían lentamente. Aún cuando no lo fueran, de acuerdo a un ajuste macroeconómico desarrollado por David Hume en el siglo XVIII llamado *price-specie flor mechanism*, la tasa de cambio regresaría a un nivel estable en el nivel agregado.

Formalmente, la LUP en su versión absoluta está dada por:

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^* \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.1)$$

donde $P_{i,t}$ denota el precio del bien i en términos de una moneda nacional en el periodo t , $P_{i,t}^*$ es el precio del bien i en términos de una moneda extranjera en el periodo t , y S_t es el tipo de cambio nominal expresada como el precio nacional de la moneda extranjera en el periodo t . Lo que nos dice (2.1) es que el mismo bien debería tener el mismo precio entre países si los precios son expresados en términos de la misma denominación. Debido al arbitraje en los bienes, en principio la LUP se debería mantener.

2.2. LA LEY DE UN ÚNICO PRECIO.

La LUP en su versión relativa postula una condición más débil que la anterior:

$$\frac{P_{i,t+1}^* S_{t+1}}{P_{i,t+1}} = \frac{P_{i,t}^* S_t}{P_{i,t}} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.2)$$

De manera que la LUP absoluta implica la LUP relativa, pero no lo inverso.

Si los bienes producidos internacionalmente son sustitutos perfectos, los precios de los bienes serían iguales, debido a que no existiría arbitraje en mercados altamente integrados y la LUP se cumpliría. Sin embargo, los costos de transportación, las barreras arancelarias y cualquier tipo de tarifa afectan la condición de no arbitraje y, por tanto, la LUP. También resulta crucial el supuesto de perfecta sustituibilidad entre los bienes de distintos países para verificar la LUP. De acuerdo a Krugman y Obstfeld (2003), “Cualquier tipo de impedimento en el intercambio afecta las bases de la PPC permitiendo que el poder de compra de una divisa difiera más ampliamente de país a país”.

Si ahora sumamos todos los bienes comerciales de cada país, la ecuación (2.1) pasa a ser:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t} = S_t \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}^*, \quad (2.3)$$

donde se cumple que $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$. De manera alternativa, si los índices de precios son construidos usando un índice geométrico, entonces debemos formar una suma ponderada tomando logaritmos:

$$\sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t}^*, \quad (2.4)$$

donde se satisface $\sum_{i=1}^N \gamma_i = 1$ y las letras minúsculas denotan logaritmos. Los ponderadores α_i o γ_i están basados en un índice nacional de precios y, de acuerdo a

la formulación seminal y Caselliana de la PPC, en el índice de precios al consumidor (IPC). De (2.3) y (2.4) podemos derivar la condición de la PPC (absoluta):

$$s_t = p_t - p_t^*, \quad (2.5)$$

donde p_t y p_t^* son los logaritmos de los índices nacionales de precios P_t y P_t^* , respectivamente. De la ecuación (2.5) el tipo de cambio real, definida en forma logarítmica:

$$q_t \equiv s_t - p_t + p_t^*, \quad (2.6)$$

puede ser vista como una medida de la desviación de la PPC.

Cabe destacar que la derivación de la PPC a través de la LUP presenta varios problemas. Por ejemplo, las ecuaciones (2.3) y (2.4) dependen del supuesto de que los ponderadores son los mismos en cada país, sin embargo, estos típicamente son diferentes y cambian en el tiempo. Usando este hecho, podemos reescribir la ecuación (2.4) de la siguiente forma:

$$\sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i^* p_{i,t}^* + \sum_{i=1}^N (\gamma_i - \gamma_i^*) p_{i,t}^*, \quad (2.7)$$

o

$$\sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i^* p_{i,t}^* + u_t, \quad (2.8)$$

donde los γ_i^* son los ponderadores en el índice de precios extranjero. Entonces entre más grande sea la diferencia entre los índices de precios nacionales, mayor será la disparidad (representada por u_t) de la PPC agregada aún cuando la LUP se mantenga para bienes individuales.

Cabe hacer notar que dado que los índices de precios (geométricos) son homogéneos de grado uno, es decir, un incremento de igual proporción en todos los

2.2. LA LEY DE UN ÚNICO PRECIO.

precios incrementará el índice agregado en la misma proporción, entonces diferencias en los ponderadores entre países importarán menos cuando los cambios en precios afectan a los bienes y servicios de manera más o menos homogénea. Para ver esto más claramente, supongamos que, por ejemplo, hay un k incremento en los niveles de precios extranjeros, entonces de acuerdo a (2.9) y asumiendo $u_t = 0$ y que los precios sean constantes, es necesario un aumento de k por ciento en la moneda doméstica para regresar al equilibrio. Un análisis similar ocurriría si los bienes y servicios son no comerciales.

Pero las disparidades más importantes se generan cuando los cambios en precios son heterogéneos entre varios bienes y servicios en una economía y cuando la inflación en precios difiere entre los bienes de los sectores comercial y no comercial, además hay que notar que en las ecuaciones anteriores consideramos que las canastas de bienes se suponen idénticas, lo cual en la práctica no necesariamente es cierto debido a diferencias geográficas y culturales entre los países . Un ejemplo de esto es el efecto de Harrod-Balassa-Samuelson que atribuye las diferencias de precios a diferencias de productividad entre los países.

Este tipo de dificultades que se han presentado para encontrar evidencia a favor de la PPC por medio de la LUP (al menos en el largo plazo) ha motivado diversos trabajos empíricos, principalmente por medio de modelos panel y de series de tiempo. Para el caso de México (y de este trabajo) un cambio en la proporción de bienes comerciales y no comerciales sería a través de la implementación de un Tratado de Libre Comercio o un cambio en sus políticas de importación y de exportación

(como la imposición de barreras). Por ello surge la necesidad de usar pruebas de raíz unitaria con quiebres estructurales que más adelante describiremos.

2.3. Modelos para raíz unitaria y cointegración.

Con base en la ecuación (2.6), se ha desarrollado la literatura empírica de la PPC que pone a prueba la no estacionariedad del tipo de cambio real. Un procedimiento básico estándar ha sido el de emplear una variante de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) para una raíz unitaria en el proceso que incluye el tipo de cambio real. Esta prueba está basada en el siguiente proceso generador de datos (PGD):

$$\Delta q_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 q_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta q_{t-1-i} + e_t, \quad (2.9)$$

donde e_t es un ruido blanco. Con una prueba ADF bajo la hipótesis nula en la cual $\gamma_2 = 0$, es equivalente a hacer una prueba de raíz unitaria del proceso generador de datos para q_t , lo cual implicaría que no hay equilibrio en el largo plazo para q_t . La hipótesis alternativa para que se mantenga la PPC requiere que $\gamma_1 < 0$. Una variante de este enfoque es usar una versión modificada de esta prueba que admite perturbaciones no Gaussianas (Phillips, 1986; Philips y Perron, 1988).

Un segundo enfoque es el de usar pruebas para obtener evidencia de cointegración entre los precios (nacionales y extranjeros) y el tipo de cambio nominal. Un análisis con cointegración nos dice que cualesquiera dos series no estacionarias, las cuales son integradas con el mismo orden, están cointegradas si existe una combinación lineal de ambas que sea estacionaria. De esta forma, la no estacionariedad

2.3. MODELOS PARA RAÍZ UNITARIA Y COINTEGRACIÓN.

de las dos series se anula de manera mutua y se establece una relación en el largo plazo.

En el contexto de la PPC, si tanto el tipo de cambio nominal s_t y la razón de precios dada por π_t tiene una representación ARMA que sea estacionaria, invertible y no determinística después de diferenciarlos d veces, es decir, que ambos sean de orden d o $I(d)$, entonces la combinación lineal:

$$s_t + \kappa\pi_t = z_t. \quad (2.10)$$

será en general $I(d)$ si el tipo de cambio real tiene un componente de caminata aleatoria.

No obstante, si existe un parámetro α tal que q_t es integrado de orden $I(d-c)$, $c > 0$, entonces la tasa de cambio nominal y el precio relativo están cointegrados en un orden d, c o $CI(d, c)$. Tenemos así que para que se cumpla la PPC queremos que $d = c = 1$, es decir, que s_t y π_t sean variables $I(1)$, pero que z_t sea estacionaria. Sin embargo, si la hipótesis a través de la cual no existe cointegración no puede ser rechazada, entonces la regresión estimada es “espuria” y no se cumplirá la hipótesis de la PPC.

Un tercer enfoque desarrollado para aportar evidencia a la PPC está dado por pruebas de RU que permiten quiebres estructurales. La primera prueba de RU en permitir este tipo de variante es la de Perron (1989) que permite un quiebre estructural exógeno en la hipótesis alternativa (estacionariedad en el tipo de cambio real). A partir de ésta se han elaborado diversas pruebas que permiten varios quiebres exógenos o endógenos en el nivel y en la tendencia, y con modelos que admiten

tendencia lineal bajo la hipótesis alternativa (o ambas).

Con el objetivo de poder implementar estas pruebas en el trabajo empírico de la PPC se han definido algunas variantes de la PPC. En el Cuadro 2.1 se muestran diferentes versiones de la PPC dependiendo del procesador generador de datos (PGD) relacionado con el tipo de cambio real, las 4 primeras versiones han sido nombradas por Papell y Prodan (2006), mientras que la versión 5 no ha sido aceptada como una clase de PPC por los cambios en la tendencia que pueden atribuirse a cambios en productividad en los países más que por la LUP.

2.4. Revisión de la bibliografía.

Una vez mencionada de manera breve la teoría de series de tiempo usada en este trabajo para el cumplimiento de la hipótesis de la PPC. Ubicaremos ahora el trabajo en la literatura de la PPC para el caso mexicano.

A partir de que se desarrolló la prueba de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1979), se han realizado diversos estudios de la paridad de poder de compra en diversas economías, en particular en México. Comentamos los que creemos son de mayor interés para el objetivo del trabajo.

Antes de ello, resulta conveniente mostrar las diferentes formas de la PPC que son puestas a prueba de acuerdo a pruebas de RU. Papell y Prodan (2006) definen cuatro versiones de la hipótesis de paridad de poder de compra, adicionalmente incluimos otra versión un tanto confusa que puede no ser debida a la PPC (ver

2.4. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA.

Casos	Concepto	PGD relacionado con la tasa real de cambio (q_t).	
1	Paridad de Poder de Compra (PPP)	$q_t = \alpha + \epsilon_t$	Estacionario en la media.
2	Quasi-PPC/PPC calificada(Q-PPP)	$q_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \theta_i DU_{i,t} + \epsilon_t$	Estacionario alrededor de una media cambiante.
3	PPC con tendencia (T-PPP)	$q_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t$	Tendencia estacionaria.
4	PPC con tendencia calificada (TQ-PPP)	$q_t = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^m \theta_i DU_{i,t} + \epsilon_t$	Tendencia estacionaria con cambios en el intercepto.
5	Sin nombre	$q_t = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^m \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \delta_i DT_{i,t} + \epsilon_t$	Tendencia estacionaria con cambios en el intercepto y en la tendencia determinística.

Cuadro 2.1: Diferentes versiones de la PPC, con y sin quiebres.

Cuadro 2.1).

1. Cuando la hipótesis nula es rechazada en favor de un proceso estacionario alrededor de la media (intercepto), la noción más simple de la PPC (del inglés PPP) se cumple.

2. Cuando la raíz unitaria es rechazada en favor de un proceso estacionario con tendencia, se dice que hay evidencia de “paridad de poder de compra con tendencia” (del inglés T-PPP).

3. Cuando la raíz unitaria es rechazada en favor de un proceso estacionario alrededor de la media (intercepto) pero con cambios en esta media, se le conoce como “paridad de poder de compra calificada” (del inglés Q-PPP), Según Papell y Prodan (2006), para que se cumpla PPP los cambios en la media deben ser constantes y temporales.

4. Cuando la raíz unitaria es rechazada en favor de un proceso con tendencia estacionaria con cambios en el intercepto, la versión de la PPP será “la paridad de poder de compra calificada con tendencia” (del inglés TQ-PPP).

5. Finalmente, cuando la raíz unitaria es rechazada en favor de un proceso con tendencia estacionaria con cambios en niveles y en tendencias hay evidencia de algún tipo de PPP aún no nombrada. Además podemos decir que los cambios en tendencia podrían ser consecuencia del efecto Harrod-Balassa-Samuelson.

Entre los primeros trabajos, destaca McLeod y Welch (1992) que con datos trimestrales del año 1960 a 1991 y a través de la prueba de RU de Dickey-Fuller y la estructura de cointegración de Engle y Granger (1987) encuentran que la reversión

2.4. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA.

a la media del tipo de cambio real de México respecto a Estados Unidos podría ser debido a la PPC; sin embargo, consideran que no es la explicación más pertinente pues el nivel de precios de México tiende a fluctuar independientemente del nivel de precios de Estados Unidos en periodos prolongados.

Para mostrar que la inestabilidad cambiaria puede obstaculizar el crecimiento económico, Huerta y Hernández Trillo (1995) aplican la prueba de Dickey-Fuller aumentada y la metodología de Engle y Granger a series de datos trimestrales y anuales de 1961 a 1994. En ambas series los autores no pueden rechazar la hipótesis de RU a favor de que el TCR sea estacionario y, por tanto, que se cumpla la PPC.

Siguiendo con el enfoque de raíces unitarias para verificar la existencia de la PPC (en su versión absoluta), Reyes y González Núñez (1996) aplican varias pruebas de RU y de cointegración a dos series de datos anuales, de 1940 a 1994 y de 1921 a 1994, dependiendo de la disponibilidad de datos en los precios. Ellos encuentran resultados ambiguos: el tipo de cambio real es estacionario con la prueba de Sims, mientras que con la prueba de Dickey-Fuller aumentada no pueden rechazar la hipótesis nula, y con la prueba de Philips y Perron rechazan la misma hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%. Respecto a la cointegración, con el método de Engle y Granger aceptan la relación a largo plazo entre los el índice de precios doméstico y el extranjero descontando por el tipo de cambio nominal, en tanto que con el método de Johansen (1988) obtienen resultados contrarios en algunos casos.

El primer caso que incluye pruebas de RU con quiebres estructurales en el tipo de cambio real entre México y Estados Unidos fue realizado por Noriega y Medina

(2003), en el cual, con datos anuales de 1925 a 1994, rechazaron la hipótesis nula. Es decir, encontraron evidencia de cuasi-PPC (del inglés quasi-PPP) o Q-PPP de acuerdo a Papell y Prodan, con un cambio de nivel en el TCR en 1981, en cuyo periodo los precios del petróleo en México cayeron, lo que trajo consigo grandes problemas en el presupuesto del gobierno mexicano.

Con los datos de Taylor (2002) que incluyen más de cien años de observaciones anuales (1870-2007) en el tipo de cambio y el nivel de precios de veinte países e información más corta de tres países adicionales, Wallace y Shelley (2006) aplican la prueba de Fisher-Seater y concluyen que se mantiene la hipótesis respecto al dólar en doce de diecinueve países (incluido México). Además, Wallace, Lozano Cortés, y Cabrera-Castellanos (2008) usan las mismas series de datos para realizar tres pruebas de cointegración: el modelo de corrección de errores (MCE), el modelo de rezagos distribuidos aumentados (RDA) y el método de dos pasos de Engle y Granger (EG); y encuentran evidencia de cointegración en los niveles de precios de cada país respecto a EUA en al menos dos tercios de los dieciocho países considerados; sin embargo, consideran conveniente tratar los resultados con mesura dados los grandes cambios macroeconómicos (y sobre todo monetarios) en países como México.

Finalmente, Gómez-Zaldívar y Ventosa-Santaulària (2013) utilizaron la prueba de Kapetanios (2005) de RU (y una versión modificada de la misma) que permite cinco quiebres estructurales en la hipótesis alternativa con datos que incluyeron niveles de precios mensuales de 1969 a 2010, y encontraron evidencia favorable a Q-PPP y TQ-PPP relativa a la tasa de cambio real entre México y EE.UU. Además encon-

2.4. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA.

traron los posibles quiebres estructurales y pusieron atención a las causas específicas de estos cambios de nivel y los mecanismos a través de los cuales ocurren.

El presente trabajo ofrece al menos 3 mejoras con respecto a los estudios anteriores. Primero, se usará una amplia cantidad de datos (cerca de 1000 observaciones) que proviene de una base de datos construida que contiene los niveles de precios y el tipo de cambio nominal de México y EE.UU. con periodicidad mensual de 1933 a 2014. Segundo, usaremos las pruebas de RU de Kapetanios (2005) y la de Lee y Strazicich (2003) para dar evidencia de la PPC (Q-PPP y TQ-PPP), además de verificar la robustez de los posibles periodos de cambio (quiebres) en el nivel del tipo de cambio real con la prueba de Bai y Perron, la cual admite media vida. Finalmente, emplearemos el estimador local exacto de Whittle (LEW), que da soporte a memoria larga dada la gran cantidad de datos disponibles para verificar si se cumple la hipótesis de la PPC para el caso de México.

La relevancia de las anteriores pruebas radica en que tanto los índices de precios como el tipo de cambio nominal han podido desviar la hipótesis de la PPC de manera temporal (que es a lo que se conoce como media vida) debido a crisis financieras (en el caso del tipo de cambio nominal) y cambio de políticas de importación y exportación (en el caso de índices de precios), obviamente como sólo estamos tomando en cuenta dos economías (la mexicana y la estadounidense) consideramos únicamente aquellos fenómenos macroeconómicos que involucren a ambas economías.

Capítulo 3

Metodología

A continuación describimos las pruebas de raíz unitaria con quiebres estructurales y de cointegración que soportan memoria larga que usaremos con los índices de precios de México y Estados Unidos y el tipo de cambio nominal entre estos dos países para obtener evidencia a favor o en contra de la versión absoluta de la PPC en el largo plazo. Como ya hemos dicho, la motivación para usar estas pruebas son los diversos cambios institucionales y de política por los que ha pasado México y que podrían haber modificado de manera permanente el tipo de cambio real. Además de la evidencia a favor de la existencia de media vida de dos o tres años, es decir, los choques transitorios en el tipo de cambio real (en caso de que se rechace la existencia de raíz unitaria) tardan entre 2 o 3 años en disiparse.

3.1. Pruebas de cambio estructural.

Una prueba de RU que admite varios quiebres estructurales y que, al mismo tiempo, los determina de manera endógena es la prueba de Kapetanios (2005), la cual incluye 3 diferentes especificaciones dadas por:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \varphi_i DT_{i,t} + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

donde y_t es la variable de respuesta (por ejemplo el tipo de cambio real), $DU_{i,t} = 1$ ($t > T_{b,i}$) que controla por quiebres en el nivel, y $DT_{i,t} = 1$ ($t > T_{b,i}$)($t - T_{b,i}$) que controla por quiebres en la tendencia, donde $T_{b,i}$ denota la fecha del i -ésimo cambio estructural ($i = 1, 2, \dots, m$) y $1(\cdot)$ es la función indicadora. La suma $\sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i}$ toma k rezagos de la variable dependiente para controlar posible autocorrelación. El modelo A, de acuerdo a Kapetanios, es cuando $\varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_m = 0$ en la ecuación (3.1). El modelo B está dado por $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_m = 0$. Finalmente el modelo C es aquél que admite quiebres estructurales en nivel y en tendencia.

Cabe notar que todos los modelos de Kapetanios incluyen el componente de tendencia. Este término podría estar presente debido a un efecto Harrod-Balasa-Samuelson. Usar la prueba de Kapetanios en el modelo A implicaría encontrar o no evidencia de TQ-PPP.

Una versión modificada de la prueba de Kapetanios es el siguiente modelo:

$$y_t = \mu_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_i DU_{i,t} + \varepsilon_t, \quad (3.2)$$

el cual pone a prueba la posible existencia de Q-PPP cuyos valores críticos fueron obtenidos por Gómez-Zaldívar y Ventosa-Santaulària (2013).

Las ventajas de la prueba de Kapetanios (y la versión modificada) son que admite un número máximo de 5 quiebres estructurales y determina las fechas de éstos para 3 distintos modelos (4 con el modificado). Sin embargo, estos quiebres sólo son admitidos en caso de que la hipótesis nula (raíz unitaria) se rechace; en caso contrario, los quiebres no son determinados endógenamente.

Otra prueba de RU que admite y determina cambios estructurales es la de Lee y Strazicich (2003). Una desventaja de esta prueba con respecto a la de Kapetanios es que sólo determina dos cambios estructurales tanto en el nivel como en la tendencia; sin embargo, ambos quiebres son determinados tanto en la hipótesis nula como en la alternativa. En esta prueba se considera el siguiente proceso generador de datos (PGD):

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

donde Z_t es un vector de variables exógenas y $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$.

Los dos cambios estructurales se pueden visualizar de la siguiente manera. El modelo A admite dos quiebres en el nivel con $Z_t = [1, t, DU_{1,t}, DU_{2,t}]'$, donde $DU_{j,t} = 1$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$, y 0 en caso contrario. T_{Bj} denota el periodo de tiempo donde el quiebre ocurre.

El modelo C incluye dos cambios en el nivel y en la tendencia, y está dado por $Z_t = [1, t, DU_{1,t}, DU_{2,t}, DT_{1,t}, DT_{2,t}]'$, donde $DT_{jt} = t - T_{Bj}$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$, y 0 en caso contrario. Como habíamos dicho, el PGD incluye ambos quiebres bajo la hipótesis nula ($\beta = 1$) y la alternativa ($\beta < 1$) de forma consistente.

Finalmente, para el objetivo del trabajo necesitamos una prueba de quiebres

3.1. PRUEBAS DE CAMBIO ESTRUCTURAL.

estructurales que dé soporte a memoria larga, es decir, que permita un proceso estacionario cuyas correlaciones decrezcan de manera más lenta que en el caso habitual. Para ello usamos la prueba de Bai y Perron (1998) (BP), en donde Deng (2013) demostró que los valores de los cambios estructurales determinados endógenamente son robustos ante la presencia de memoria larga en procesos estacionarios.

Para emplear la prueba de BP es necesario que en principio la serie a la cual se le determinarán los cambios en nivel y/o tendencia sea estacionaria. En este caso, el modelo con m quiebres ($m + 1$ regímenes) está dado por:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad (3.4)$$

para $j = 1, \dots, m + 1$ y por convención $T_0 = 0$ y $T_{m+1} = T$. En este modelo, y_t es la variable observada, x_t ($p \times 1$) y z_t ($q \times 1$) son vectores de los regresores cuyos coeficientes son β y δ_j ($j = 1, \dots, m + 1$); y u_t es el término de error. Los índices (T_1, \dots, T_m) (niveles de quiebre) son tratados como desconocidos. Entonces el objetivo es estimar los parámetros desconocidos del modelo (3.4) junto con los valores de los quiebres cuando hay T observaciones disponibles de (y_t, x_t, z_t) . Según el modelo, x_t son variables independientes que no cambian sus valores de acuerdo a los quiebres, mientras que pasa lo contrario con z_t , de tal forma que cuando $p = 0$, tenemos un modelo de cambios estructurales puros donde todos los parámetros están sujetos a cambios.

La prueba de BP, como ya hemos dicho, determina endógenamente los quiebres; además otorga 3 pruebas adicionales: La primera es una prueba donde la hipótesis nula (H_0) indica que no hay presencia de quiebres en la serie de datos, en tanto que

la hipótesis alternativa (H_a) indica un número fijo de quiebres. La segunda, llamada la prueba de doble máximo, es parecida a la anterior pero la H_a indica un número arbitrario de quiebres. La última sugiere un enfoque secuencial para determinar el número óptimo de cambios, en donde H_0 indica la existencia de l quiebres contra la H_a que indica la presencia de $l + 1$ cambios. La prueba comienza con $m = 0$ intervenciones bajo la hipótesis nula, y si la rechazamos aceptamos que al menos el proceso contiene $m = 1$ quiebres, y en la siguiente prueba la H_0 es cuando el proceso tiene $m = 1$ quiebres y la H_a es cuando $m = 2$, y así sucesivamente. El procedimiento se detiene cuando no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula.

En caso de que se presente una situación en la que la primera y la segunda prueba presenten resultados contrarios a los obtenidos con la prueba secuencial, por ejemplo que no podamos determinar el número óptimo de cambios en el nivel del proceso pero que si haya evidencia de al menos un quiebre estructural, omitiremos los resultados secuenciales de la prueba.

3.2. Prueba de integración fraccional.

Para entender de manera muy básica la integración fraccional, consideremos el siguiente proceso fraccional X_t generado por el siguiente modelo:

$$(1 - L)^{d_0} X_t = u_t I\{t \geq 1\}, \quad t = 0, \pm 1 \quad (3.5)$$

donde d_0 es el orden de integración, en particular es el estimador local exacto de Whittle (LEW); $I[\cdot]$ es la función indicadora y u_t es estacionario con media cero y

3.2. PRUEBA DE INTEGRACIÓN FRACCIONAL.

densidad espectral $f_u(\lambda) \sim G_0$ cuando $\lambda \rightarrow 0$. Lo que nos indica el modelo anterior es que tenemos que aplicar la transformación o el filtro $(1 - L)^{d_0}$ al proceso X_t para que pase a ser un proceso estacionario. Entonces el LEW estima el orden de integración d_0 de tal manera que si $|d_0| < 0,5$ el proceso será estacionario y en caso contrario el proceso será no estacionario (tiene raíz unitaria).

La mejora del estimador LEW (Shimotsu y Phillips (2005)) respecto al estimador local de Whittle (LW) radica en que este último es discontinuo en $d = \frac{3}{4}$ y en $d = 1$; además es inconsistente cuando $d > 1$. Por tanto, el estimador LW no es un buen estimador, en general, cuando el valor de d puede tomar valores en la zona no estacionaria después de $\frac{3}{4}$. Consideremos que la zona estacionaria tanto en media como en segundos momentos es cuando $|d| < \frac{1}{2}$; mientras que cuando ocurre lo contrario decimos que el proceso no es estacionario.

Supongamos ahora que X_t es generado por (3.5) con $d_0 \in (\Delta_1, \Delta_2)$ y que se cumplen ciertas condiciones sobre d_0 ¹. Entonces

$$m^{1/2}(\hat{d} - d_0) \xrightarrow{a} N(0, \frac{1}{4}) \quad \text{cuando } n \rightarrow \infty, \quad (3.6)$$

donde \hat{d} es el estimador LEW y m es el número de frecuencias tal que es un número entero y menor que n (cuando n es finito). Este teorema de distribución asintótica es usado para el cálculo de pruebas de significancia como los estadísticos t .

¹No damos de manera explícita los supuestos necesarios para derivar la teoría asintótica del estimador por fines prácticos. Para ver dichos supuestos ver el artículo de Shimotsu y Phillips (2005).

Capítulo 4

Metodología para la construcción de datos.

A continuación mencionamos las fuentes y el procedimiento para construir la base de datos que hemos ocupado en la parte empírica de este trabajo cuyos datos van de enero de 1933 a enero de 2014.

Las series de datos a usar dada la descripción del modelo en la sección anterior son: los Índices Nacionales de Precios al Consumidor (INPC) y los Índices Nacionales de Precios al Productor de México (INPP), además de los INPC's e INPP's de Estados Unidos y el tipo de cambio nominal (TCN) peso/dólar.

Dada la escasez de índices de precios mexicanos antes de 1968 tanto anuales como mensuales, recurrimos a encadenar los datos con Índices de Precios al Mayoreo de la Ciudad de México, ante lo cual suponemos que la tasa de crecimiento de ambos índices es la misma y procedemos a calcular los índices de precios nacionales

mexicanos para periodos anteriores.

Para el índice de precios nacional mexicano, tomamos en cuenta dos series de datos. La primera serie usa los INPC's de México dados por el Banco de México de enero de 1969 a enero de 2014. Para obtener los INPC's de enero de 1933 a diciembre de 1968 encadenamos los INPC's con los Indices de Precios al Mayoreo de la Ciudad de México (IPCM), para 32 artículos de enero de 1933 a diciembre de 1939, y para 210 artículos de enero de 1940 a diciembre de 1968. Estos datos son obtenidos de los informes anuales del Departamento de Estudios Estadísticos del Banco de México. El encadenamiento se hizo de la siguiente manera: usamos el primer INPC conocido, que en este caso es el de enero de 1969, y la tasa de crecimiento del índice de precios del mismo periodo de la otra serie, es decir, la del IPCM de enero de 1969 para obtener el INPC de diciembre de 1968 y así sucesivamente.

La razón por la cual ocupamos los IPCM's fue por la ausencia de INPC's para México antes de enero de 1969, bajo el supuesto de que durante esos años (1933-1968) la economía de la Ciudad de México era representativa de la economía nacional.

La segunda serie que tomamos en cuenta para los índices de precios de México fue construida con base en los INPP's del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) del periodo de enero de 1981 a enero de 2014. Para los índices de precios de periodos anteriores encadenamos los mismos IPCM's obtenidos para la primera serie de datos de manera similar que para el caso de los INPC's de México pero ahora hasta diciembre de 1980.

Cabe notar que debemos tratar con mesura los resultados obtenidos con los

CAPÍTULO 4. METODOLOGÍA PARA LA CONSTRUCCIÓN DE DATOS.

INPC's encadenados con los IPCM's debido a que estos últimos están basados en productos comerciales de acuerdo a la evolución histórica del INPP proporcionada por el Banco de México en ese periodo (1933-1968), entonces los IPCM's están más relacionados con los INPP's. Además, la problemática de usar INPC's es que los ponderadores de los índices de precios cambian en mayor medida comparado con los INPP's. Otra alternativa para ampliar el periodo del INPC y mantener la periodicidad de los datos hubiera sido usar los Índices de Alimentos de la Ciudad de México del periodo de septiembre de 1934 a diciembre de 1968¹, sin embargo, el número de productos que considera este índice es bastante reducido (16 artículos). Por tanto, otra opción sería encadenar la serie del INPC con los índices de alimentos. De cualquier forma los múltiples estudios sobre la PPC recomiendan usar INPP's debido a que contienen una mayor cantidad de bienes comerciales.

Los INPC's e INPP's de Estados Unidos fueron obtenidos de la Reserva Federal de Datos Económicos (FRED) de Saint Louis. Por último el tipo de cambio nominal peso/ dólar para el periodo de enero de 1968 a enero de 2014 fue adquirido del Banco de México, mientras que para el periodo de enero de 1933 a diciembre de 1967 obtuvimos los tipos de cambio nominales de las estadísticas históricas de México de 2009 publicadas por INEGI, en este caso pudimos usar las series anuales como mensuales porque durante parte de ese periodo había un régimen de cambio fijo y

¹De acuerdo al Banco de México para estudiar el INPC en periodos anteriores a 1969 conviene referirse al Índice de Alimentos de la Ciudad de México de 1929 a 1950 y considerar el Índice de Precios al Menudeo de la Ciudad de México de 1951 a 1968, en nuestro caso no pudimos incluir los índices de precios al menudeo debido a que sólo se encuentran con periodicidad anual.

sólo se presentaron algunas devaluaciones.

Finalmente, llevamos al mismo periodo base (enero de 2012), en donde el índice de precios será igual a 100, tanto a los índices de precios de México (INPC y INPP) como a los de Estados Unidos (INPC) ²

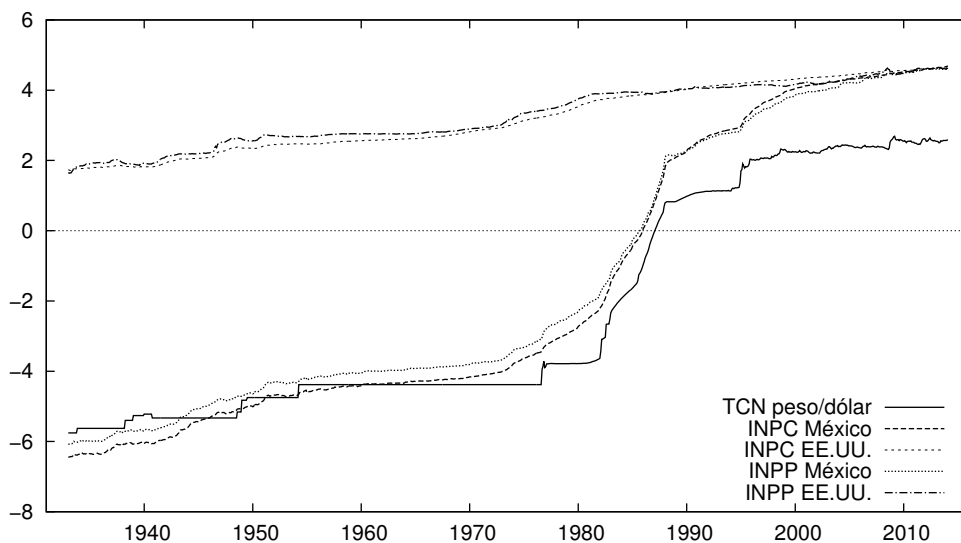


Figura 4.1: INPC's e INPP's de México y EE.UU. respectivamente, además del TCN. Todas las series están expresadas en logaritmos.

En la Figura 4.1 se encuentran las series (en logaritmos) del TCN y de los INPC's e INPP's de México y Estados Unidos, respectivamente. Podemos notar que a simple vista tanto los INPC's como INPP's siguen la misma tendencia y mismas desviaciones respecto a cada uno de los países; sin embargo, parece ser que los índices de precios al consumidor siguen de una manera mucho más parecida los movimientos del TCN, además los índices de precios al consumidor parecen seguir una tendencia y no se ven tan claras aquellas intervenciones que serán determinadas endógenamente

²Es posible demostrar que dado el procedimiento de Laspeyres para calcular el índice de precios, lo único importante para poder calcular el tipo de cambio real es que ambos índices de precios estén llevados al mismo periodo base sin importar el valor de dicho periodo.

CAPÍTULO 4. METODOLOGÍA PARA LA CONSTRUCCIÓN DE DATOS.

en la siguiente sección.

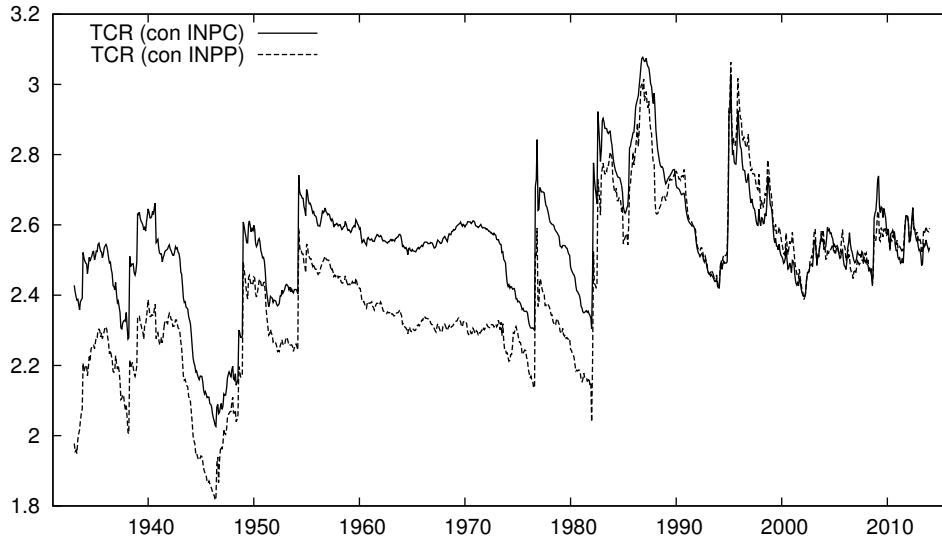


Figura 4.2: TCR con INPC y con INPP entre México y EE.UU. expresados en logaritmos.

Las series de los tipos de cambio reales (en logaritmos) con INPC's y con INPP's se encuentran en la Figura 4.2. Podemos ver que las series siguen el mismo movimiento hasta antes de 1981 pero alrededor de un diferente valor (suponiendo que sean estacionarias) debido a que encadenamos ambas series con el IPCM aunque en un periodo más prolongado (1933-1980) para el INPP, en tanto que después de ese año tenemos un acercamiento considerable entre estos dos tipos de cambio real que se hace demasiado evidente sobre todo después del año 2000.

El Cuadro 4.1 reafirma lo visto en la Figura 4.2. Sólo hay cambios considerables en los dos tipos de TCR's en el valor mínimo, en la desviación estándar y en la curtosis, lo cual puede ser atribuido a la variación alrededor de distintas medias antes del año 1981(en caso de que sean estacionarias). Los estadísticos de las demás series pueden ser muy dispersos y grandes debido a que estas variables contienen

Cuadro 4.1: Estadísticos principales, usando las observaciones 1933:01 - 2014:01.

Variable	Media	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. Típica	C.V.	Asimetría	Exc. de curtosis
Ln (INPC) México	-1.64137	-3.92251	-6.44614	4.68358	3.99007	2.43094	0.503910	-1.44287
Ln (INPP) EE.UU.	3.19912	2.97268	1.71539	4.63765	0.946222	0.295775	0.0614173	-1.45693
Ln (INPP) México	-1.42923	-3.54766	-6.08015	4.61272	3.78632	2.64920	0.487244	-1.43605
Ln (INPP) EE.UU.	3.28192	3.12979	1.63550	4.63124	0.860697	0.262254	-0.0818777	-1.33228
Ln (TCN) peso/dólar	-2.29794	-4.38203	-5.75718	2.69052	3.14066	1.36673	0.562946	-1.46924
Ln (TCR) con INPC	2.54403	2.54871	2.02646	3.07680	0.167726	0.0659290	-0.0553213	1.69079
Ln (TCR) con INPP	2.41301	2.39454	1.81701	3.06344	0.220338	0.0913123	0.0709978	0.194201

tendencia y podrían ser no estacionarias.

Capítulo 5

Resultados.

A continuación presentamos los resultados obtenidos a través de las pruebas de raíz unitaria con quiebres estructurales de Lee y Strazicich (2003) y de Kapetanios (2005), además de los encontrados a partir de la prueba de integración local exacta de Whittle (Shimotsu y Phillips (2005)) que, como ya hemos dicho, da soporte a memoria larga.

En el Cuadro 5.1 presentamos los quiebres estructurales y los estadísticos del tipo de cambio real de México con la prueba de Lee-Strazicich usando el modelo A que admite quiebres sólo en el nivel pero con tendencia. Para el tipo de cambio real (TCR) que considera INPC's tanto en la economía doméstica como en la extranjera, rechazamos la existencia de raíz unitaria en la serie (hipótesis nula) al 1 % de significancia¹ y, por lo tanto, existe evidencia de PPC con quiebres y tendencia

¹En ausencia de valores críticos para valores cercanos a nuestro número de observaciones ($T = 973$), hemos usado los que fueron calculados por Lee-Strazicich (2003) para $T = 100$.

(recordemos que la tendencia puede deberse al efecto Harrod-Balassa-Samuelson); además encontramos que los quiebres estructurales ocurrieron en marzo de 1954 y julio de 1982.

El quiebre en 1954 puede deberse al ajuste cambiario ocurrido en 1954 y que dio inicio al llamado “desarrollo estabilizador” que culminó en 1970. En dicho periodo se obtuvo una estabilidad de precios semejante a la de Estados Unidos en el mismo periodo. Por lo anterior se pudo conservar un tipo de cambio fijo (12.50 por dólar) dentro de un régimen de irrestricta libertad cambiaria y que la reserva monetaria mostrara una tendencia creciente a lo largo del periodo (Banco de México, 2014).

Mientras que el quiebre en 1982 se debió, quizás, a que en 1981 los precios del petróleo se desplomaron y las tasas de interés se incrementaron. Por lo que en 1982, el presidente López Portillo suspendió los pagos de la deuda externa, devaluó el peso mexicano y nacionalizó el sistema bancario junto con otras industrias afectadas por la crisis. Este quiebre concuerda con Noriega y Medina (2003), quién nos indica que esta fecha coincide con el peor periodo de intercambio comercial en México, dado principalmente por el declive en los precios del petróleo. El ajuste macroeconómico de 1982 implicó una devaluación nominal del peso de 500 %, lo cual se tradujo en una depreciación de 272 % del TCR con respecto al año anterior.

Los resultados después de aplicar la prueba de Kapetanios se encuentran en los Cuadros 5.2, 5.3 y 5.4. En el Cuadro 5.2, se aplica la prueba para las variables INPC, INPP para México y Estados Unidos, y el tipo de cambio nominal peso/dólar con el modelo C, el cual contiene tendencia lineal, cambios en el nivel y en la tendencia,

Cuadro 5.1: Prueba de Lee-Strazicich para el tipo de cambio real.

Variable	Estadístico ρ	Estadístico τ	Q-1	Q-2
Tipo de cambio real (INPC)	-36.8738***	-4.6261***	1954:03	1982:07
Tipo de cambio real (INPP)	-30.7529**	-3.9425**	1948:12	1982:07

Pruebas realizadas con el modelo A.

* 90 % significativo, ** 95 % significativo y *** 99 % significativo.

Cuadro 5.2: Prueba de Kapetanios para series individuales.

Variable	C-3	C-4	C-5
INPC México	-6.3192	-7.1144	-7.5685
INPP México	-6.3265	-7.4660***	-7.8892
INPC Estados Unidos	-4.9642	-5.8020	-7.2115
INPP Estados Unidos	-7.0850***	-8.4966***	-9.6337***
Tipo de cambio nominal peso/dólar	-7.5842***	-8.9663***	-10.6405***

Pruebas realizadas con el modelo C.

* 90 % significativo, ** 95 % significativo y *** 99 % significativo.

para 3, 4 y 5 quiebres estructurales. Encontramos que no podemos rechazar la existencia de raíz unitaria en las series del INPC e INPP para México y el INPC para Estados Unidos, excepto en el caso de C-4 donde rechazamos a un 1 % se significancia. Mientras que para el INPP de Estados Unidos y el tipo de cambio nominal, obtenemos evidencia de estacionariedad en todos los casos.

Para obtener evidencia de Q-PPP necesitamos usar un modelo que llamamos D que no incluye tendencia pero admite quiebres en el nivel cuyos valores críticos son obtenidos a través de simulaciones con el mismo procedimiento usado por Kapetanios (2005).

En los Cuadros 5.3 y 5.4 mostramos los estadísticos y los quiebres para el tipo de cambio real con INPC e INPP, respectivamente. Primero, usamos el modelo A

para 3, 4 y 5 quiebres en el nivel y en todos los casos rechazamos la existencia de raíz unitaria al 1% de significancia, por lo cual hay evidencia de PPC con quiebres estructurales. Respecto a los quiebres, podemos ver que los quiebres en marzo de 1954 y enero de 1982 están presentes en ambos TCR's y concuerdan con los obtenidos con la prueba de Lee-Strazicich. Sin embargo, cuando usamos el INPC hay quiebres en años posteriores a 1982, mientras que con el INPP los quiebres son antes de 1954. La variabilidad anterior se atribuye a la gran diferencia en características del INPC y el INPP de Estados Unidos, de acuerdo al Cuadro 5.2. La primer serie tiene raíz unitaria y la segunda es estacionaria, considerando 3 y 5 quiebres. Todo lo anterior es referido cuando se usa el modelo A en la prueba de Kapetanios; cuando usamos el modelo D, los quiebres son mucho más homogéneos en ambos tipos de cambio real.

Los quiebres adicionales cuando usamos los INPP's se deben a los efectos de la Segunda Guerra Mundial (1939-1945). En 1940, los EE.UU. propusieron a México, entre otras medidas, evitar la venta de petróleo crudo a las naciones del Eje y aliados de éstos cuya posición en la guerra fuera neutral.

Para justificar el quiebre en 1948, remontémonos a junio de 1944, cuando México fue uno de los países suscriptores del convenio de Bretton Woods, mediante el cual se acordó un sistema de tipos de cambio fijos para las monedas de los países alrededor del mundo. En 1948, y a pesar de que dicho convenio no aceptaba los tipos de cambio flotantes, México liberó el tipo de cambio del peso. Sin embargo, en 1949 se resolvió ensayar una nueva paridad al nivel de 8.65. Esta fue la tasa de cambio que prevaleció hasta 1954.

Comentemos ahora los acontecimientos económicos a los que se les pueden atribuir los cambios estructurales usando el INPC en el TCR. En 1989 ocurrió un proceso de profundización de apertura económica que implicó que la sobrevaluación del peso tuviera efectos menores en el TCR y que otras variables tuvieran mayor influencia, como la apertura comercial y el crecimiento económico mexicano (para las importaciones) y el crecimiento de la economía de EE.UU. (para las exportaciones). Además la política basada en el tipo de cambio fijo fue establecida a finales de febrero de 1988 y a principios de 1989. Éste se fijó originalmente en un peso por día, reduciéndolo paulatinamente a 80 centavos en 1990 y a 40 centavos por debajo de la tasa de inflación, sirviendo el tipo de cambio como un ancla antinflacionaria. Lo anterior implicó un cambio gradual hacia un régimen cambiario de “bandas”.

Por otro lado, en 1995 se manifestaron crisis de balanza de pagos y bancaria además de sucesivas devaluaciones de la moneda. Además desde 1994 México adoptó un régimen de libre flotación del peso mexicano. Bajo este sistema, el Banco de México no establece el nivel de la paridad fija, aunque emplea mecanismos para acumular reservas internacionales y herramientas para evitar la volatilidad.

La intervención en 1994 puede ser debida también a la implementación del Tratado de Libre Comercio con América del Norte (TLCAN), que es el bloque comercial más grande del mundo y que involucra a México, Estados Unidos y Canadá. En relación con la cantidad de comercio realizada entre los tres países, existen pocas disputas comerciales. Por último, el quiebre en 1998 puede ser atribuido a un efecto dado por la inflación objetivo o *targeting* del 3% que se fijó el Banco Central, el

cual de acuerdo a Galindo y Ros (2005) ha contribuido a la gradual reducción de la inflación de 50 % en 1995 a 5 % en 2004, trayendo consigo una casi continua apreciación en el TCR que ha tenido efectos cada vez más grandes para la productividad en el largo plazo por el efecto Harrod-Balassa-Samuelson.

Es importante decir que, como la PPC tiene su origen en un concepto de arbitraje, es inmediato pensar que el hecho de incluir productos que son difícilmente arbitrados (principalmente bienes no comerciables) impediría el cumplimiento de la paridad adquisitiva, sobre todo en su versión absoluta. Como el INPP considera bienes mayormente comerciables, en tanto que el INPC considera un fuerte componente de bienes no comerciables, entonces, en principio, usar INPC implica una desventaja comparado con usar INPP. Además de que las desviaciones a la PPC son heredadas directamente de las dificultades de cada índice de precios como la falta de ajuste por calidad, dificultad para incorporar nuevos productos, captura limitada de los patrones de sustitución en el gasto, ponderadores diferentes entre países, etc.

La diferencia entre los quiebres encontrados en el caso de México al usar diferentes índices de precios puede deberse además a que, de acuerdo a Castell (2004), los precios subyacentes de mercancías y al productor, que son los que tienen mayor componente de bienes comerciables, tienen un traspaso inflacionario del tipo de cambio en el corto y mediano plazo, mucho mayor que el resto de los índices. Pero en el largo plazo, los traspasos tienden a igualarse entre los distintos índices de precios, debido al cumplimiento de la PPC. Otra razón puede ser que más de 75 % de las importaciones mexicanas son de bienes intermedios, es decir, de insumos requeridos

CAPÍTULO 5. RESULTADOS.

Cuadro 5.3: Prueba de Kapetanios para el tipo de cambio real con INPC.

Modelo	Estadístico t	Quiebre 1	Quiebre 2	Quiebre 3	Quiebre 4	Quiebre 5
A-5	-8.1647***	1954:03	1982:01	1989:11	1994:11	1998:09
A-4	-7.5804***	1954:03	1982:01		1994:11	1998:09
A-3	-7.0620***	1954:03	1982:01			1998:09
D-5	-9.3354**	1942:12	1948:06	1982:01	1989:11	1998:09
D-4	-8.9368**	1942:12	1948:06	1982:01	1989:11	
D-3	-6.6692**	1942:12	1948:06	1982:01		

Pruebas realizadas con el modelo A y D.

* 90 % significativo, ** 95 % significativo y *** 99 % significativo.

Cuadro 5.4: Prueba de Kapetanios para el tipo de cambio real con INPP.

Modelo	Estadístico t	Quiebre 1	Quiebre 2	Quiebre 3	Quiebre 4	Quiebre 5
A-5	-10.5156***	1938:03	1943:03	1948:07	1954:03	1982:01
A-4	-9.9870***		1943:03	1948:07	1954:03	1982:01
A-3	-9.3963***		1943:03	1948:07		1982:01
D-5	-10.0821**	1943:03	1948:07	1963:11	1982:01	1998:10
D-4	-9.3271**	1943:03	1948:07		1982:01	1998:10
D-3	-8.0166**		1948:07		1982:01	1998:10

Pruebas realizadas con el modelo A y D.

* 90 % significativo, ** 95 % significativo y *** 99 % significativo.

por la industria nacional para producir, mientras que solo 10 % de las importaciones son de bienes de consumo.

Para corroborar los resultados anteriores, empleamos la prueba de Bai y Perron (BP) que nos da el número óptimo y los valores de quiebres estructurales en el nivel de una serie bajo el supuesto de que dicha serie sea estacionaria. Usamos los resultados a favor de estacionariedad con el TCR para el modelo A y D a partir de la prueba de Kapetanios (Cuadros 5.3 y 5.4). La ventaja de dicha prueba es que Deng (2013) verificó que dicha prueba admite soporte a memoria larga. Los quiebres en cada TCR dados por la prueba BP en un modelo que sólo contiene constante

Cuadro 5.5: Quiebres obtenidos con la prueba de Bai y Perron para el tipo de cambio real ($M=5$).

Variable	Quiebre 1	Quiebre 2	Quiebre 3	Quiebre 4	Quiebre 5
TCR (INPC)	1943:12	1948:12	1982:02	1989:12	1999:03
TCR (INPP)	1943:12	1948:12	1963:12	1982:07	1999:02

La prueba considera los siguientes valores: $\varepsilon=0.05$, $Z_t = [1]$, $X_t = []$, $M = 5$.

y cambios en el nivel para el caso $M = 5$ se encuentran en el Cuadro 5.5 y los quiebres para $M = 9$ están en el apéndice. Hemos optado por considerar un máximo de 5 intervenciones en los resultados de mayor importancia debido a que el procedimiento secuencial para determinar el número óptimo de quiebres muestra resultados opuestos (presencia de ningún quiebre estructural) a las otras pruebas de BP que sugieren la existencia de un número no determinado de cambios estructurales en el nivel. Encontramos que los quiebres para el caso de Q-PPP son muy similares a los de Kapetanios. Por lo tanto, para el procedimiento que detallaremos a continuación usaremos aquellos valores de las intervenciones determinadas por la prueba de BP.

Una vez que calculamos los valores de los quiebres estructurales para ambos tipos de cambio real, pasamos a estimar los parámetros por mínimos cuadrados ordinarios en una regresión simple que depende de una constante y de los quiebres, a la cual hemos llamado Q-PPP en el Cuadro 2.1. Procedemos a restar los valores estimados a las series originales y aplicamos la prueba local exacta de Whittle (LEW) a estas series filtradas. Lo anterior lo hacemos con todos las cantidades de quiebres posibles dadas por la prueba de BP (de 0 a 5)².

²Para el caso de la TQ-PPP que se encuentra en el apéndice, encontramos que los quiebres encontrados por la prueba de BP son bastante distintos a aquéllos encontrados con la prueba de

Las figuras 5.1 y 5.2 muestran los valores de las regresiones del TCR con INPC e INPP con 5 quiebres estructurales en el nivel determinados por la prueba de BP con un modelo que contiene tendencia lineal. En el Cuadro 5.6 incluimos resultados obtenidos de usar el estimador LW y LEW con el TCR filtrado por los quiebres encontrados de aplicar la prueba de BP. Los resultados con modelos que incluyen tendencia para encontrar evidencia de TQ-PPP son semejantes y están incluidos en el apéndice.

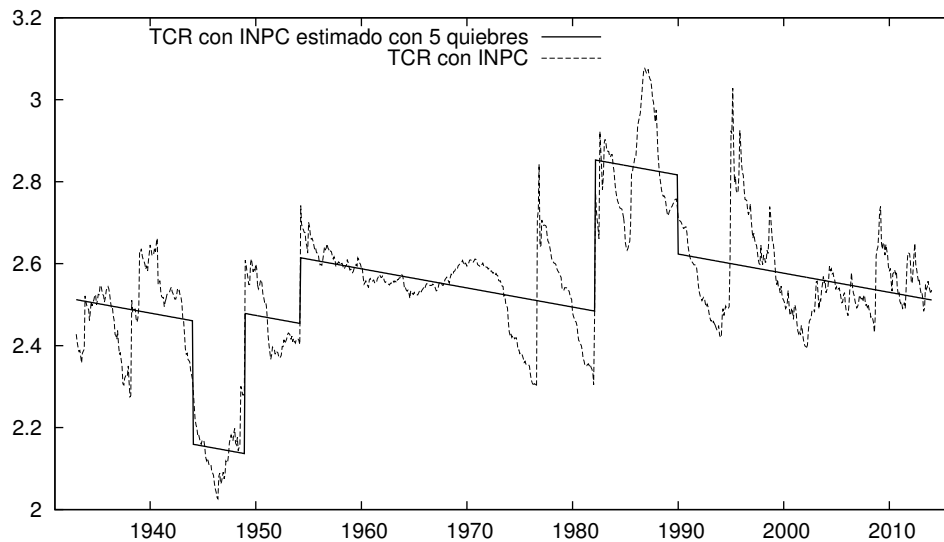


Figura 5.1: Serie original del TCR con INPC y aquella estimada con quiebres endógenos con la prueba de Bai y Perron bajo un modelo con tendencia lineal que permite cambios en el nivel.

Los valores presentados en el Cuadro 5.6 indican que no hay evidencia de PPC (incluyendo los quiebres estructurales) considerando los INPC's e INPP's en los TCR para cualquier número de quiebres menor o igual a 5 debido a que el estimador LEW de los TCR's filtrados con los quiebres para verificar la diferencia de no incorporar memoria larga, a través de la prueba de BP.

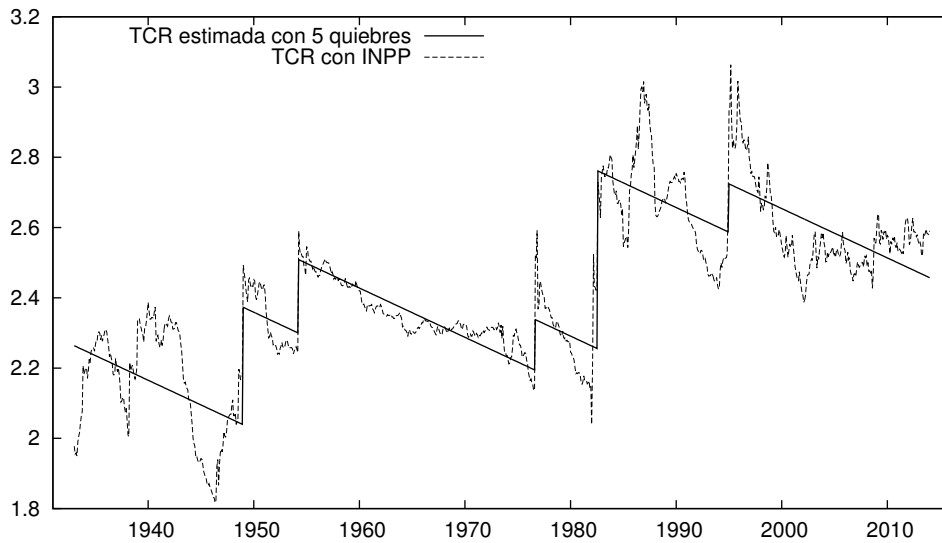


Figura 5.2: Serie original del TCR con INPP y aquella estimada con quiebres endógenos con la prueba de Bai y Perron bajo un modelo con tendencia lineal que permite cambios en el nivel.

dor de memoria d es mayor a 0.5. Lo anterior puede sugerir resultados totalmente contrarios a los encontrados en este mismo trabajo con las pruebas de Lee-Stracizich y Kapetanios. Sin embargo, cabe recordar el bajo nivel de poder al momento de determinar la estacionariedad de una serie que han demostrado tener las pruebas de raíz unitaria a lo largo de los años, parece ser que el hecho de usar estas pruebas con quiebres estructurales endógenos no se traduce en un aumento de poder considerable. Técnicamente hablando, las pruebas de LS y Kapetanios sólo nos dicen que el orden de integración de las series, en este caso los TCR's, no es 1, es decir, las series no son $I(1)$; no obstante no nos brindan el orden de integración exacto, por ello es que ocupamos el estimador LW y aún más, el estimador LEW que no presenta discontinuidades.

De acuerdo al Cuadro 5.6 y al Cuadro A.2 en el Apéndice, hay valores del orden de integración menores a 1 predominantemente cuando se hace el filtro con

Cuadro 5.6: Estimador d de la memoria del proceso filtrado con intervenciones determinadas por la prueba de Bai y Perron.

Variable	Estimador local Whittle	Estimador LEW
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 0 Q)	1.01363	1.03082
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 1 Q)	1.04996	1.04485
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 2 Q)	0.92851	0.93589
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 3 Q)	0.98776	0.98593
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 4 Q)	0.82361	0.83549
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 5 Q)	0.81742	0.83493
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 0 Q)	0.96343	1.08296
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 1 Q)	0.95650	1.03072
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 2 Q)	0.99711	1.04450
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 3 Q)	0.92450	1.00631
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 4 Q)	0.70809	0.82391
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 5 Q)	0.75565	0.88398

$q_t = \text{TCR}$, $\hat{q}_t = \text{TCR}$ estimada.

Parámetros estimados por MCO. Q=quiebre.

$\varepsilon = 0,05$, $Z_t = [1]$, $X_t = [t]$ y $M = 1, 2, 3, 4, 5$.

Cuadro 5.7: Versión Q-PPP de la paridad de poder de compra.

Variable	Estadístico t para $d_0 = 1$	Estadístico t para $d_0 = 0,5$
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 2 Q)	1.0096	6.8644***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 3 Q)	0.2216	7.6524***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 4 Q)	2.5907***	5.2833***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 5 Q)	2.5995***	5.2745***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 4 Q)	2.7731***	5.1009***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 5 Q)	1.8271*	6.0469***

$q_t = \text{TCR}$, $\hat{q}_t = \text{TCR}$ estimada. Parámetros estimados por MCO. Q=quiebre.
 $n=973$, $m = n^{0,6}$

* 90 % significativo, ** 95 % significativo y *** 99 % significativo.

más de 3 intervenciones en el nivel del tipo de cambio real. Para comprobar que estadísticamente son menores que 1 y que, en efecto, no son estacionarios, es decir, $0,5 < |d| < 1$ realizamos pruebas t con la distribución asintótica del LEW ya que sólo consideramos los valores de la segunda columna del Cuadro 5.6. Lo anterior se incluye en el Cuadro 5.7. En éste podemos ver cómo el orden de integración d es estadísticamente distinto de 1 y mayor a 0.5 tomando en cuenta 4 y 5 cambios en el nivel del TCR tanto con los INPC's como con los INPP's. De manera similar ocurre en el modelo con tendencia lineal (TQ-PPP). De tal forma que, lo obtenido con las pruebas de RU que usamos en este trabajo concuerda con lo obtenido con el estimador LEW por lo menos cuando se tienen 4 o 5 intervenciones.

Si ahora retomamos lo obtenido en el Cuadro 5.5, podemos notar que las intervenciones son prácticamente iguales para los dos TCR, a excepción de un cambio estructural en 1989 usando INPC's, y en 1963 con INPP's. Entonces podemos concluir que debido a los quiebres coincidentes en ambos tipos de cambios reales considerando distintos índices de precios no hay evidencia de paridad de poder de compra en su versión Q-PPP. Dichos quiebres son el de 1943 y el de 1948 dados por cambios de políticas de exportación cuando México entró a la guerra y cuando se comenzó a recuperar en el periodo de posguerra, respectivamente; el de 1982 que se pudo deber a la crisis del petróleo que trajo consigo imposición de barreras a México como exportador de dicho recurso, y el de 1999 que muy probablemente se haya dado por la inflación objetivo fijada por el Banco de México. Los resultados anteriores son muy similares a los logrados con la versión TQ-PPP.

Capítulo 6

Conclusiones.

En este trabajo hemos obtenido evidencia en contra del cumplimiento de la paridad de poder de compra en México en el largo plazo (en sus versiones Q-PPP y TQ-PPP) mediante el uso de las series de datos mensuales construidas que comprenden el periodo 1933:01-2014:01. El uso de dichos datos significa una mejora con relación a estudios anteriores.

Primero, a través de las pruebas de Lee-Strazicich y de Kapetanios hemos rechazado la existencia de raíz unitaria en el tipo de cambio real en todos los casos, aportando así resultados a favor de la PPC con intervenciones estructurales (Q-PPP) y con tendencia e intervenciones (TQ-PPP). La motivación de usar las pruebas anteriores estuvo dada por los múltiples fenómenos macroeconómicos ocurridos en México como las devaluaciones, las distintas políticas de importaciones y exportaciones, o el tratado de libre comercio. Por tanto, para el caso de México, las pruebas de RU con cambios estructurales representan un aumento de poder importante respecto a

las pruebas RU convencionales.

Sin embargo, respecto a las pruebas de integración fraccional, hemos usado el estimador local de Whittle (LW) y el estimador local exacto de Whittle (LEW). La importancia de los resultados en el trabajo radica en este último estimador dado que en la literatura se ha mencionado la existencia de media vida de dos a tres años en la PPC y el estimador LEW permite memoria larga, es decir, dicha media vida, a través de lo cual podemos obtener resultados más robustos a favor o en contra de la PPC. Encontramos que en ambos tipos de cambio reales (con el INPC y con el INPP) el parámetro de memoria larga es mayor a 0.5, lo cual indica no estacionariedad. Además, mediante la prueba de BP hemos quitado el efecto de los quiebres estructurales a los TCR's y, aplicando nuevamente el estimador LEW, llegamos a que el estimador de memoria larga es menor 1 y mayor que 0.5 cuando el número de quiebres estructurales es mayor o igual que 4, lo cual sugiere que la paridad de poder de compra (con cambios en el nivel con y sin tendencia) no se cumple en el largo plazo. Los resultados anteriores no contradicen a los obtenidos con pruebas de RU puesto que una deficiencia en el poder de estas pruebas radica en que no toma en cuenta casos intermedios, en el sentido de que sólo reconoce no estacionariedad extrema (existencia de raíz unitaria).

Además de los resultados del procedimiento anterior, observando los periodos de las intervenciones endógenas obtenidas con la prueba BP junto con los resultados del estimador LEW, vemos que el hecho de que las pruebas den soporte a memoria larga ‘homogeneiza’ los periodos de intervención en, al menos, los TCR's con los índices de

CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES.

precios que usamos (INPC e INPP) para el caso de TQ-PPP, de tal forma que cuando filtramos las series con 4 quiebres estructurales obtenemos valores muy similares en el estimador LEW. Dichos quiebres podrían atribuirse a la participación de México en la Segunda Guerra Mundial (1943 y 1948); a la crisis del petróleo (1982), que representa uno de los peores periodos de México respecto al intercambio comercial; y a la inflación objetivo o *targeting* fijada por el Banco Central (1999).

Encontramos 4 limitaciones en el trabajo de tal forma que se deben tratar con mesura los resultados obtenidos. La primera de ellas es cómo se construyó la base de datos. Recordemos que tuvimos que encadenar el Índice de Precios al Mayoreo de la Ciudad de México (IPCM) en un periodo bastante amplio con el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) y el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP) para México, respectivamente; dichos IPCM's consideraban menos productos (en algunos casos 32) que los índices de precios nacionales; además el encadenamiento del IPCM con el INPC puede ser incorrecto debido a que la proporción de bienes comerciales en el primero es mayor a la del segundo, una alternativa para mejorar esto sería el encadenamiento del Índice de Alimentos de la Ciudad de México con el INPC. La segunda limitación es el hecho de que hemos empleado índices agregados y no individuales debido a que uno de los supuestos fundamentales que tiende a fallar para el cumplimiento de la PPC es que los ponderadores de los productos para los índices de precios en las dos economías (doméstica y extranjera) sean iguales; obviamente lo anterior está justificado por la escasez de datos. Otro inconveniente es no haber podido usar algún ajuste estacional (por ejemplo, ARIMA X-12) por

la gran cantidad de datos usados (cerca de 1000). Como referencia los paquetes estadísticos solo admiten un máximo de 500 observaciones en el tiempo. Finalmente, los resultados se han visto limitados al no poder encontrar el número óptimo de intervenciones que afectan el tipo de cambio real.

Por todo lo anterior recomendamos considerar quiebres económicos en México ocurridos en los años de 1943, 1948, 1982 y 1999 que han desviado el tipo de cambio real de México de manera permanente y que además han implicado un rechazo a la hipótesis de la paridad de poder de compra. Por supuesto lo anterior también significa que la *Ley de un Único Precio* no se cumple y la condición de arbitraje no implicará un reajuste en los precios hacia un precio de equilibrio. Todo lo anterior en un nivel agregado porque en el trabajo usamos índices de precios para un conjunto de bienes.

Apéndice A

Cuadros adicionales.

Cuadro A.1: Estimador d de la memoria del proceso con quiebres determinados por la prueba de Kapetanios.

Variable	Estimador local Whittle	Estimador LEW
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 0 Q)	1.03585	1.03117
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 1 Q)	1.00400	1.00116
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 2 Q)	0.98571	0.99029
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 3 Q)	0.99579	1.01747
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 4 Q)	0.97750	0.99381
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 5 Q)	0.94423	0.96297
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 0 Q)	1.05905	1.08492
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 1 Q)	0.95543	1.01733
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 2 Q)	0.80369	0.88948
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 3 Q)	0.70866	0.81919
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 4 Q)	0.69584	0.82586
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 5 Q)	0.67234	0.78700

Uso de la prueba de Kapetanios con el modelo A. q_t =TCR, \hat{q}_t =TCR estimada. Parámetros estimados por MCO. Q=quiebres.

Cuadro A.2: Estimador d de la memoria del proceso filtrado con intervenciones determinadas por la prueba BP.

Variable	Estimador local Whittle	Estimador LEW
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 0 Q)	1.03585	1.03117
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 1 Q)	1.04903	1.04607
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 2 Q)	1.01520	1.04012
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 3 Q)	0.89726	0.91855
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 4 Q)	0.83156	0.84928
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 5 Q)	0.83528	0.86526
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 0 Q)	1.05905	1.08492
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 1 Q)	0.96889	1.03615
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 2 Q)	0.86820	0.97841
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 3 Q)	0.77788	0.91077
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 4 Q)	0.68063	0.82564
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 5 Q)	0.83558	1.02849

q_t =TCR, \hat{q}_t =TCR estimada. Parámetros estimados por MCO. Q=quiebre. $\varepsilon = 0,05$, $Z_t = [1]$, $X_t = [t]$ y $M = 1, 2, 3, 4, 5$.

APÉNDICE A. CUADROS ADICIONALES.

Cuadro A.3: Quiebres obtenidos con la prueba de BP para el tipo de cambio real (M=5).

Variable	Q-1	Q-2	Q-3	Q-4	Q-5	Q-6	Q-7	Q-8	Q-9
TCR (INPC)	1938:11	1943:10	1948:12	1954:03	1973:06	1982:01	1990:11	1994:12	1999:02
TCR (INPP)	1938:12	1943:10	1948:07	1954:03	1960:03	1982:07	1990:11	1994:12	1998:12

La prueba considera los siguientes valores: $\varepsilon=0.05$, $Z_t = [1]$, $X_t = []$, $M = 9$.

Cuadro A.4: Versión TQ-PPP de la paridad de poder de compra.

Variable	Estadístico t para $d_0 = 1$	Estadístico t para $d_0 = 0,5$
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 3 Q)	1.2827*	6.5913***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 4 Q)	2.3735***	5.5005***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPC y 5 Q)	2.1219***	5.7521***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 2 Q)	-0.3400	7.5340***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 3 Q)	1.4052*	6.4688***
$q_t - \hat{q}_t$ (con INPP y 4 Q)	2.7458***	5.1282***

$q_t = \text{TCR}$, $\hat{q}_t = \text{TCR}$ estimada. Parámetros estimados por MCO. Q=quiebre.
 $n=973$, $m = n^{0,6}$

* 90 % significativo, ** 95 % significativo y *** 99 % significativo.

Referencias

- BAI, J., Y P. PERRON (1998): “Estimating and testing linear models with multiple structural changes,” *Econometrica*, 66(1), 47–78.
- BALASSA, B. (1964): “The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal,” *The Journal of Political Economy*, 72(6), 584–596.
- CASSEL, G. (1918): “Abnormal deviations in international exchanges,” *The Economic Journal*, 28(112), 413–415.
- CASTELL, J. A. S. (2004): “El traspaso inflacionario del tipo de cambio y la paridad del poder de compra: La experiencia mexicana,” *Banca Central*, 47, 21–47.
- DENG, L. (2013): “Test of Multiple Breaks in Long Memory Process: An Unknown Mean Breaks Case,” *Applied Mechanics and Materials*, 391, 410–412.
- DICKEY, D. A., Y W. A. FULLER (1979): “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427–431.
- ENGLE, R. F., Y C. W. GRANGER (1987): “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing,” *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 55(2), 251–276.
- GALINDO, L. M., Y J. ROS (2005): “Inflation targeting Mexico: an empirical appraisal,” Centro de Estudios de Estado Y Sociedad (CEDES), Buenos Aires, May 13–14, Paper presented at the Alternatives to Inflation Targeting, Monetary Policy for Stable and Egalitarian Growth in Developing Countries conference.
- GÓMEZ-ZALDÍVAR, M., Y F. H. VENTOSA-SANTAULÀRIA, DANIEL AND (2013): “The PPP hypothesis and structural breaks: the case of Mexico,” *Empirical Economics*, 45(3), 1351–1359.
- HUERTA, A. Á., Y F. HERNÁNDEZ TRILLO (1995): “Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México,” *Economía Mexicana. Nueva Época*, 4(2), 239–263.
- JOHANSEN, S. (1988): “Statistical analysis of cointegration vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231–254.

- KAPETANIOS, G. (2005): "Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks," *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123–133.
- KRUGMAN, P. R., Y M. OBSTFELD (2003): *International Economics: Theory and Policy*. Addison, Boston, sixth edn.
- LEE, J., Y M. C. STRAZICICH (2003): "Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks," *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082–1089.
- MCLEOD, D., Y J. H. WELCH (1992): "El libre comercio y el peso," *Economía Mexicana Nueva Época*, 1(1), 193–235.
- NORIEGA, A. E., Y L. MEDINA (2003): "Quasi purchasing power parity: structural change in the Mexican peso/US dollar real exchange rate," *Estudios Económicos*, 29, 227–236.
- PAPELL, D. H., Y R. PRODAN (2006): "Additional evidence of long-run purchasing power parity with restricted structural change," *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(5), 1329–1349.
- PERRON, P. (1989): "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis," *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.
- REYES, P. M., Y J. C. GONZÁLEZ NÚÑEZ (1996): "La paridad del poder de compra en el largo plazo: el caso de México," *Economía Mexicana NUEVA EPOCA*, (1), 37–62.
- ROGOFF, K. (1996): "The purchasing power parity puzzle," *Journal of Economic literature*, 34(2), 647–668.
- SAMUELSON, P. A. (1964): "Theoretical notes on trade problems," *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145–154.
- SHIMOTSU, K., Y P. C. PHILLIPS (2005): "Exact local Whittle estimation of fractional integration," *The Annals of Statistics*, 33(4), 1890–1933.
- TAYLOR, A. M. (2002): "A century of purchasing-power parity," *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 139–150.
- WALLACE, F., R. LOZANO CORTÉS, Y L. F. CABRERA-CASTELLANOS (2008): "Pruebas de cointegración de paridad de poder adquisitivo," *EconoQuantum*, 4(2), 7–25.
- WALLACE, F. H., Y G. L. SHELLEY (2006): "An alternative test of purchasing power parity," *Economics Letters*, 92(2), 177–183.