



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MEXICO

PROGRAMA DE POSGRADO EN ECONOMÍA

FACULTAD DE ECONOMÍA, DIVISIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO

ECONOMÍA APLICADA

El tipo de cambio real en México. Lo que dice la evidencia.

TESIS

QUE PARA OPTAR POR EL GRADO DE:

Doctora en Economía

PRESENTA:

Verónica De Jesús Romo

TUTOR:

Dr. Julio López Gallardo

Facultad de Economía, UNAM

MIEMBROS DEL JURADO:

Dr. César Armando Salazar López
Instituto de Investigaciones Económicas, UNAM

Dr. Carlos Alberto Ibarra Niño

Departamento de Economía, UDLAP

Dra. Flor Brown Grossman

Facultad de Economía, UNAM

Dr. Armando Sánchez Vargas

Instituto de Investigaciones Económicas, UNAM

Ciudad Universitaria, Cd. Mx., diciembre de 2017



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



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.

Agradecimientos

La etapa de mi vida caracterizada por ser estudiante de doctorado y por el desarrollo de mi investigación doctoral fue posible gracias a que tuve el ejemplo, la guía y el soporte de la compañía de las siguientes personas:

Mi Tutor, el Dr. Julio López, quién me ha acompañado durante toda mi formación académica. A él, le debo agradecer por enseñarme el *sutil arte de hacer economía aplicada*, por transmitirme el gusto por la macroeconomía acompañada de una buena dosis de econometría. Como mi Tutor, además de ser una excelente guía, me ha enseñado con el ejemplo que el conocimiento es algo que se debe compartir para que dé frutos; frutos tan valiosos como el discernimiento de los procesos presentes en la economía actual, y tan hermosos como la compañía y amistad de alumnos y colegas. También le agradezco la oportunidad de *pensar en voz alta* con él, de participar en el *proceso productivo de las ideas*, lo cual ha sido un privilegio porque me ha permitido aprender del cúmulo de conocimiento que posee. Finalmente le agradezco, por la confianza que siempre ha tenido en mi.

Los miembros de mi Comité Tutor de doctorado, el Dr. César Armando Salazar, el Dr. Carlos Ibarra y durante cinco semestres la Dra. Guadalupe Mantey, a ellos debo agradecerles por todos y cada uno de sus comentarios sobre mi investigación, los cuales me permitieron explorar nuevos enfoque y teorías que no hubiese considerado de no ser por su atinada visión y comprensión de la macroeconomía. A mi Comité Tutor le agradezco por brindarme un ambiente académico en el cual me fue posible desarrollar todas mis capacidades.

Los académicos del Posgrado de la Facultad de Economía y del Instituto de Investigaciones Económicas de la UNAM que me apoyaron como estudiante de doctorado. Especialmente a la Dra. Flor Brow y al Dr. Armando Sánchez, por aceptar ser miembro del jurado para el examen de candidatura y de grado a doctor, y a la Dra. Isalia Nava, la Dra. Laura Vázquez y al Dr. José Nabor Cruz, no sólo por su apoyo académico sino por su amistad.

Los miembros de mi familia: mi esposo, David Josafat Santana, a quien amo y admiro profundamente, y al que agradezco su cariño, comprensión y apoyo en los momentos complicados. Mis papás y hermanas por su amor incondicional. A ellos quienes han estado conmigo en todo momento, este logro es suyo.

Agradezco a la UNAM por ser la institución que me ha formado, a través de la Facultad de Economía, el Instituto de Investigaciones en Matemáticas Aplicadas y Sistemas y al Posgrado de la Facultad de Economía.

Finalmente agradezco a los mexicanos quienes a través del CONACyT (número de becario 130972) han financiado mis estudios de doctorado.

*Dedicado a las dos personas que más amo:
María de Jesús Romo C., mi mamá y
David Josafat Santana C., mi esposo.*

“The economist . . . is presented with some results which, so to speak, Nature has produced in all their complexity, his task being to build models that explain what has been observed ” Haavelmo (1944, 7)

“The effect of a reduction of wages in an open system is very much the same as that of a currency depreciation. The two cases differ only in that in the former the wages decline and the prices of imported raw materials remain unchanged, while in the latter the wages remain unaltered (in terms of domestic currency), and the prices of imported raw materials increase in inverse proportion to the currency depreciation.” Kalecki (1939, 38)

Índice general

1. Introducción	1
2. El enfoque probabilístico de la econometría	5
2.1. Enfoque probabilístico del modelo de regresión lineal múltiple	11
2.2. Replicaciones en la economía	15
2.2.1. Replicaciones publicados en <i>Journals</i> de Economía .	17
2.2.2. Acceso a bases de datos y códigos computacionales .	19
2.2.3. Publicación de estudios de replicación	20
2.3. Una Replicación del artículo <i>Long run real exchange rates: evidence from Mexico (Economics Letters, 2001)</i>	21
2.3.1. Resultados de la replicación	24
3. Metodología Econométrica	31
3.1. Modelos VAR	34
3.1.1. VAR Cointegrado	36
3.1.2. Prueba de cointegración de Johansen	38
3.1.3. Prueba de causalidad de Granger	43
3.1.4. Prueba de cointegración de límites de Pesaran, Shin y Smith, PSS	44
3.2. Vector de corrección de errores estructural, SVEC	49
4. Argumentos teóricos sobre la determinación del TCR de largo plazo	51
4.1. Participación de los salarios en el valor agregado	51
4.2. Productividad laboral	53
4.2.1. Efecto Balassa-Samuelson	53
4.2.2. Enfoques kaleckianos acerca de la relación entre TCR y productividad laboral	55
4.3. Diferencia de tasas de interés	57
5. Los determinantes del TCR en México. Evidencia empírica del periodo 1996-2013	61
5.1. Antecedentes	61

5.2.	Resultados del análisis Econométrico	64
5.2.1.	Propiedades econométricas de los datos	64
5.2.2.	Estimación de la relación de largo plazo del TCR	65
5.2.3.	Causalidad en sentido de Granger	67
5.2.4.	Análisis de cointegración	69
5.2.5.	Análisis de la exogeneidad de los determinantes del TCR	73
5.2.6.	VECM del TCR	74
5.2.7.	Interacción dinámica del TCR	75
5.3.	Lecciones económicas de las estimaciones econométricas	79
5.3.1.	Efecto participación salarial	79
5.3.2.	Efecto productividad laboral	80
5.3.3.	Efecto diferencia de tasas de interés	85
5.3.4.	¿Existe un nivel de “equilibrio” del tipo de cambio real?	86
6.	Extensión de resultados	89
6.1.	Metodología econométrica alternativa del modelo de tipo de cambio real	89
6.1.1.	Modelo SURE del TCR del peso	89
6.2.	Relación de largo plazo del TCR de algunas divisas	94
6.2.1.	TCR del franco(-euro) respecto al dólar en el periodo 1980q3-2014q4	96
6.2.2.	TCR del won en el periodo 1974-2013	100
6.3.	Lecciones	102
7.	Conclusiones	105
	Anexos	108
A.	Teorema distribución normal condicional	111
B.	Detalles de la base de datos	113
B.1.	México	113
B.2.	Francia y Corea del Sur	114
C.	Análisis econométrico	115
C.1.	México	115
C.1.1.	VAR(2), 1996q1 - 2013q4	115
C.1.2.	Ecuaciones de VECM	118
C.1.3.	Pruebas de incorrecta especificación del VECM	119
C.1.4.	Modelo ARDL precios relativos	120
C.2.	Francia	123
C.2.1.	Pruebas de incorrecta especificación	123
C.2.2.	Análisis de cointegración	124
C.2.3.	VECM del franco-euro	125

C.2.4. Causalidad de Granger en VECM 126

C.3. Corea del Sur 127

 C.3.1. Pruebas de incorrecta especificación 127

 C.3.2. Análisis de cointegración 128

 C.3.3. VECM del won 129

 C.3.4. Causalidad de Granger en VECM 130

Bibliografía **131**

Capítulo 1

Introducción

La determinación del tipo de cambio real (TCR) de una moneda es uno de los temas centrales en la teoría macroeconómica de una economía abierta. Al igual que otras variables “clave” de la economía, el tipo de cambio afecta un sin número de otras variables, tales como, la competitividad y por tanto el balance comercial externo de la economía, la distribución del ingreso entre salarios y ganancias, y también el nivel de actividad económica.

El objetivo de esta investigación es estudiar el comportamiento del TCR del peso mexicano respecto al dólar (denotado como q de aquí en adelante) e identificar la relación que mantiene con algunas variables que, argumentaremos, determinan su comportamiento de largo plazo. Para tal labor, se modeló econométricamente el TCR considerando las siguientes variables en la especificación: la participación de los salarios en el PIB de la industria manufacturera (ω), la productividad del trabajo en la industria manufacturera (π) y la diferencia entre las tasas de interés de activos denominados en pesos y en dólares (dr). Estas variables explicativas se seleccionaron por las siguientes razones. En primer lugar, se reconoce que cuando las empresas fijan su precio agregando un *mark-up* a sus costos, existirá una asociación negativa entre el salario real y el TCR. En segundo lugar, se ha demostrado que cuando la tasa de interés doméstica es mayor que la internacional, se pueden atraer capitales del exterior que aumentan la oferta de divisas lo que terminará por afectar al tipo de cambio. Por último, la productividad del trabajo determina los costos, y por tanto los precios internos, que intervienen directamente en el TCR. El periodo de análisis de la investigación es 1996-2013.

A diferencia de otros enfoques que también destacan el papel de las variables macroeconómicas en la determinación del TCR, aquí no se asume que, en el largo plazo, éste se fijará en un nivel tal que se generarán equilibrios externo e interno de la economía.

En la investigación el TCR está definido como:

$$q_t = e_t \frac{p_t^*}{p_t}, \quad (1.1)$$

donde e_t denota el tipo de cambio nominal del peso respecto al dólar (pesos por dólar), p_t^* denotan el índice de precios de EE. UU. y p_t el índice de precios de México.

Existen investigaciones que modelan el TCR del peso en que se consideran algunas de las variables que aquí proponemos, por ejemplo: Kakkar (2001), López Villavicencio y Bara (2006) e Ibarra (2011). Sin embargo, sorprendentemente, no hemos encontrado estudios donde se considere alguna variable de distribución del ingreso en la modelación del TCR. Con el objetivo de subsanar dicha ausencia de conocimiento, se postula la siguiente relación económica para el TCR:

$$q_t = f(\omega_t, dr_t, \pi_t). \quad (1.2)$$

La metodología econométrica de series de tiempo que se empleó para la estimación de la relación de largo plazo del TCR fue la metodología de cointegración de Johansen (1988). Debido a que las series de tiempo de las variables involucradas en la ecuación (1.2) en el periodo de estudio son procesos integrados de primer orden, en adelante I(1), ver más adelante, dicha metodología es adecuada.

Una vez que se haya presentado suficiente evidencia estadística en favor de la relación postulada en (1.2), se discute si existe, o no, una tendencia hacia un valor de equilibrio de largo plazo del TCR y cuáles serían las razones por las cuales ello podría ocurrir.

La investigación, además, pone énfasis en dos aspectos metodológicos que hacen a la economía una disciplina científica: a) el adecuado análisis de datos para la verificación de las hipótesis de una investigación, y b) la posibilidad de replicar los hallazgos científicos con la finalidad de evaluar a los mismos.

Los aspectos metodológicos generales relativos al análisis de datos económicos a los que se hace referencia forman parte del llamado *Enfoque probabilístico de la Econometría* propuesto por Haavelmo (1944). Quizá el postulado más importante de este enfoque es que el carácter no experimental de los datos económicos, que proceden de “la corriente de experimentos que la naturaleza está constantemente realizando en su enorme laboratorio, de la que meramente somos observadores pasivos” (Haavelmo (1944), p. 14) no debería ser un obstáculo para que en economía se apliquen metodologías estadísticas basadas en la teoría de la probabilidad para estimar y probar relaciones a cerca de fenómenos reales con todo rigor científico.

Por lo anterior en el capítulo 2 de este trabajo de tesis se retoma el enfoque probabilístico de la econometría y se enfatiza la virtud de las investigaciones de economía aplicada que transparentan los medios, códigos

de estimación y bases de datos, para hacer reproducibles los resultados que validan sus conclusiones.¹

La metodología econométrica para series de tiempo macroeconómicas no estacionarias que se utiliza en el análisis empírico se presenta en el capítulo 3. El marco teórico de la investigación se expone en el capítulo 4.

El análisis empírico del TCR del peso se expone en el capítulo 5. Específicamente, en este capítulo se describe la evolución del TCR del peso y sus determinantes en el periodo 1996-2013, los resultados del análisis econométrico realizado para estimar una relación de largo plazo del TCR, y finalmente se analizan las implicaciones económicas de los resultados econométricos.

Con el objetivo de evaluar la robustez de la relación de largo plazo estimada del TCR del peso se realizaron dos ejercicios econométricos adicionales. El primero de ellos consistió en estimar dicha relación de largo plazo de TCR en México usando una metodología alterna, desarrollada en Spanos, Papadopoulou, et al. (2013), para comparar con aquella obtenida mediante la cointegración. El segundo análisis consistió en modelar relaciones de largo plazo del TCR respecto dólar de las monedas nacionales de dos países: Francia y Corea del Sur, para extender la evidencia acerca de los efectos estimados de los determinantes del TCR del peso en otras divisas. Tales resultados se presentan en el capítulo 6. Por último, en el capítulo 7 se exponen las conclusiones de la investigación.

¹Las bases de datos y códigos de estimación se pueden solicitar a la siguiente dirección de correo electrónico: veronica.dejesus@ciencias.unam.mx

Capítulo 2

El enfoque probabilístico de la econometría

En este capítulo se destacan los fundamentos metodológicos que los planteamientos del economista noruego Trygve Haavelmo dieron a la econometría, al adaptar las nuevas perspectivas probabilísticas y estadísticas de la época a los datos económicos, y que hoy en día permiten el uso de métodos estadísticos para evaluar teorías económicas, o hipótesis económicas, contra los datos, con todo rigor científico. Dichas ideas se publicaron en 1944, en la revista *Econometrica* en la monografía “*The Probability Approach to Econometrics*”.¹

El enfoque probabilístico que Haavelmo dio a la econometría fue influenciado por los axiomas de la Teoría de la Probabilidad de Kolmogorov (1933), por los planteamientos de inferencia estadística basada en la teoría de muestras finitas, la teoría de la estimación y de pruebas de hipótesis de Fisher (1922), así como por los métodos estadísticos basados en probabilidad de Jerzy Neyman y Abraham Wald.²

Previo a los planteamientos de Haavelmo, los economistas de la época se habían mostrado renuentes a adoptar modelos probabilísticos para modelar fenómenos económicos por la falta de independencia y homogeneidad de los datos en esta ciencia. Con base en el concepto de muestra aleatoria se creía que,³ los modelos de probabilidad estaban reservados a **experimentos cuyas realizaciones, con objetos (o individuos) de una misma**

¹Trabajo por el cual, Haavelmo recibió el grado de doctor en 1946, y junto a su análisis de Estructuras Económicas Simultáneas lo hicieron acreedor al premio Nobel de Economía en 1989.

²Haavelmo estudió la entonces nueva estadística frecuentista con Neyman en 1936 en Londres y en Berkeley en 1939, y con Wald estudió inferencia estadística con muestras heterogéneas y dependientes, durante sus estudios en Estados Unidos entre 1939-1944 (véase Spanos (2015)).

³La sucesión de n variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas, X_1, X_2, \dots, X_n , se define como muestra aleatoria de tamaño n .

“población” y bajo las mismas condiciones, generen una serie de observaciones independientes con idéntica distribución, por ejemplo en juegos de azar, véase a Spanos (2015).

Así pues, había mucho escepticismo en la mayoría de los economistas de la época, ya que se creía que el análisis econométrico basado en la teoría de la probabilidad no era aplicable en la mayoría de las situaciones. Aunque también había escepticismo sobre el uso de métodos estadísticos en la economía. En este sentido, la más notable crítica fue la de Keynes al trabajo de Tinbergen (1939) *Statistical Testing of Business Cycle Theories*, donde lo acusó de “... haber tratado de ir demasiado lejos en el uso de métodos estadísticos; que la inferencia de este tipo era inferior, si no es que inútil, en comparación con el noble arte de las deducciones teóricas basadas en “consideraciones económicas generales.” (Haavelmo (1943b), p. 13)

Sin embargo, Haavelmo insistió que la teoría de probabilidad era lo suficientemente general para hacer frente a las particularidades de los datos económicos.

Lo que queremos son teorías que, sin involucrarnos en contradicciones lógicas directas, afirmen que las observaciones *como una regla* se agruparán en un subconjunto acotado del conjunto de todas las observaciones concebibles, mientras que siguen siendo coherentes con la teoría de que una observación queda fuera de este subconjunto ‘de vez en cuando’. Hasta donde se sabe, el esquema de probabilidad y variables aleatorias es, al menos por el momento, el único esquema adecuado para formular tales teorías. (Haavelmo (1944), p. 40)

El primer aspecto metodológico del enfoque probabilístico de la econometría para comparar la teoría contra los datos es puntualizar bajo qué condiciones se espera que la teoría se cumpla. Es decir, para que un modelo tenga significado económico deberá tener asociado un diseño de experimentos que describa e indique cómo medir un sistema de variables verdaderas⁴ (X_1, X_2, \dots, X_n) asociadas a las correspondientes variables teóricas.⁵ Así, el modelo se convierte en una hipótesis del fenómeno real, donde todo sistema de valores que podríamos observar⁶ de las variables “verdaderas” será uno que pertenece al conjunto de sistemas de valores admisibles dentro del modelo. En pocas palabras, la filosofía del planteamiento es la siguiente:

⁴Las variables “verdaderas” (o funciones de tiempo) representan nuestro ideal en cuanto a las medidas exactas de la realidad “como lo es en realidad” (Haavelmo (1944) p. 5)

⁵Las variables teóricas son las medidas verdaderas que debemos hacer si la realidad estuviera realmente de acuerdo con nuestro modelo teórico. (Haavelmo (1944) p. 5)

⁶Los valores observados, cuando contradicen la teoría, dejan la posibilidad de que estuviésemos probando la teoría en hechos para los que la teoría no estaba destinada a cumplirse. (Haavelmo (1944), 1944, p. 7)

[La] naturaleza tiene una manera de seleccionar sistemas de valores conjuntos de las variables ‘verdaderas’ tales que estos sistemas son como si la selección hubiera sido hecha por la regla que define nuestro modelo teórico. Las hipótesis en el sentido anterior son, por tanto, las implicaciones conjuntas -y las únicas implicaciones comprobables, en lo que respecta a las observaciones- de una teoría y un diseño de experimentos. (Haavelmo (1944), p. 9)

Haavelmo distinguió entre dos tipos de experimentos, los que se pueden aislar artificialmente, y los de la naturaleza:

(1) experimentos que nos gustaría hacer para ver si ciertos fenómenos reales -cuando son aislados artificialmente de “otras influencias”- verifican ciertas hipótesis, y (2) la corriente de experimentos que la Naturaleza está produciendo constantemente dentro de su propio enorme laboratorio, y que meramente observamos como observadores pasivos. (Haavelmo (1944), p. 14)

En la mayoría de los casos, los fenómenos económicos no se pueden realizar un gran número de veces bajo las mismas condiciones. Los economistas, por tanto, deben modelar con resultados que la naturaleza ha realizado, y de los cuales son observadores pasivos. En este caso, Haavelmo, propone utilizar la teoría para explicar los resultados que la naturaleza está produciendo,

Para probar una teoría contra los hechos, o para usarla para predicciones, o bien las observaciones estadísticas disponibles tienen que ser “corregidas”, o la teoría misma tiene que ser ajustada, para hacer los hechos que consideramos las variables “verdaderas” relevantes para la teoría ... El economista ... se presenta con algunos resultados que, por así decirlo, la Naturaleza ha producido en toda su complejidad, su tarea es construir modelos que expliquen lo que se ha observado. (Haavelmo (1944), p.7)

Por lo anterior, bajo este enfoque los datos disponibles van a ser tratados como si hubiesen sido generados por el diseño de experimento y la teoría elegida:

Tratamos de elegir una teoría y un diseño de experimentos que nos acompañen, de tal manera que los datos resultantes sean aquellos que obtendríamos mediante la observación pasiva de la realidad. (Haavelmo (1944), p. 14)

El fundamento probabilístico de los modelos económicos consiste en considerar el conjunto de los n valores observados, (x_1, x_2, \dots, x_n) , de las n variables (X_1, X_2, \dots, X_n) involucradas en alguna relación de teoría económica

de interés, $X_1 = f(X_2, X_3, \dots, X_n)$, como un punto muestral, extraído del universo n -dimensional, R^n , obedeciendo alguna **función distribución de probabilidad conjunta** n -dimensional desconocida, denotada por:

$$P_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) = P_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}), \quad (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R^n.$$

Dicha función contiene toda la información probabilística del vector aleatorio, de manera que esta función adquiere central importancia puesto que ella constituye la base del modelo estadístico que captura toda la información contenida en las series de datos observados.⁷ De hecho, esta información expresada en la función de densidad conjunta de todas las variables bajo análisis,

$$D_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) = D_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}), \quad (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R^n,$$

constituye el **proceso generador de datos**. Por lo general, la función de densidad conjunta del proceso observable tiene una estructura probabilística complicada, debido a su alta dimensión y a la heterogeneidad de los datos económicos.

A partir de lo anterior podemos dar un nuevo paso. En el marco del enfoque probabilístico se ha desarrollado la **teoría de la reducción probabilística** (Hendry y Richard (1982), y Spanos (1986)). La anterior consiste en evaluar rigurosamente supuestos sobre el vector observable, para llegar a una estructura probabilística simplificada y aceptable del mismo. Los supuestos en cuestión se refieren a:

- la distribución (normal, t de Student, logística, etc),
- la dependencia (propiedad de Markov (p), martingala, ergodicidad, etc), y
- la heterogeneidad (idéntica distribución, estacionariedad estricta, estacionariedad de orden k , etc), de dicho vector.

Respecto al supuesto de distribución Haavelmo señaló:

Puesto que la asignación de una determinada ley de probabilidad a un sistema de variables observables es un truco nuestro, inventado con fines analíticos, y dado que los mismos resultados observables pueden producirse bajo una gran variedad de esquemas de probabilidad diferentes, surge la pregunta de cuál ley de probabilidad debe ser elegida, en un caso dado, para representar el mecanismo ‘verdadero’ bajo el cual se están produciendo los

⁷En el caso de las variables aleatorias con valores reales, la distribución de una variable aleatoria X queda determinada por su función de distribución $P_X(x)$.

datos considerados. Para hacer de este un problema racional de inferencia estadística, debemos partir de un axioma, postulando que cada conjunto de variables observables tiene asociado una ley de probabilidad ‘verdadera’, pero desconocida. (Haavelmo (1944), p. 49)

Haavelmo fue consciente de que las características de dependencia y heterogeneidad exhibidas por las variables económicas (principalmente series de tiempo de macroeconomía) eran fuente de correlaciones (regresiones) espurias, tal como lo evidenció Yule (1926).⁸ Sin embargo, él estaba completamente convencido de que tales características de las variables económicas, sólo podían ser captadas mediante un modelo estadístico rigurosamente formulado en la teoría de la probabilidad, específicamente en la distribución conjunta del proceso estocástico observable mediante los datos (véase Haavelmo (1943b) y Haavelmo (1944)).

Siguiendo el enfoque probabilístico, la adopción de tales supuestos se convierte en un problema de inferencia estadística que debe ser contrastado estadísticamente con los datos observados:

Hacemos declaraciones hipotéticas antes de extraer la muestra, y sólo nos preocupa si la muestra rechaza o no rechaza una hipótesis a priori. (Haavelmo (1944), p. 70)

Así, el diseño de experimentos de Haavelmo vía la distribución conjunta del vector observable coincide con una primera aproximación del proceso generador de datos (PGD) cuando los datos son observaciones pasivas de la realidad.⁹ Sin embargo, **en la práctica el PGD es desconocido y debe ser determinado a partir de la información disponible**, es decir: del conjunto de variables observadas para el análisis de acuerdo a alguna teoría económica, de todos los términos determinísticos asociados, del conocimiento institucional, y de la evidencia anterior.

Por lo tanto, el éxito de los modelos empíricos para recoger toda la información del fenómeno de interés depende de la **especificación del modelo estadístico** que consiste en reconocer ciertas regularidades en los datos y la adopción de supuestos probabilísticos apropiados para captar dichas regularidades.

⁸El coeficiente de correlación muestral (contemporáneo) entre dos series diferentes $\{(x_t, y_t), t = 1, 2, \dots, T\}$ es una medida de dependencia de primer orden significativa sólo cuando las medias de ambos procesos observables son constantes, $E(X_t) = \mu_x$, $E(Y_t) = \mu_y$ para todo $t \in T$, de otra forma la medida no tendrá sentido.

⁹Hendry acuñó el concepto de proceso generador de datos local “LDGP” que ofrece un “diseño de experimentos” apropiado mediante el cual se describen los datos observados de forma pasiva dentro de los más pequeños errores posibles dada la elección del conjunto de datos (véase Hendry (2017)).

Para hacer más concretas las observaciones anteriores, considérese el siguiente modelo estadístico:

$$M_{\boldsymbol{\theta}}(\mathbf{x}) = \{D(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\theta}), \boldsymbol{\theta} \in \Theta\}, \mathbf{x} \in R^n, \boldsymbol{\theta} \in R^m, m < n, \quad (2.1)$$

donde Θ denota el espacio paramétrico, R^n el espacio muestral, $D(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\theta})$ la densidad conjunta. El modelo $M_{\boldsymbol{\theta}}(\mathbf{x})$ es la parametrización del proceso $\{X_t, t \in T\}$ conociendo los valores de la muestra \mathbf{x} , con la estructura de probabilidad elegida.

Por ejemplo, para el modelo estadístico conocido como regresión lineal $y_t = \alpha + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t + u_t$, $t \in T$, su estructura probabilística se presenta en la tabla 2.1 usando dos enfoques distintos.

Ahora bien, antes de contrastar las hipótesis acerca del fenómeno de interés con el modelo (2.1) es necesario **verificar** que el modelo estadístico satisfaga la lista completa de supuestos probabilísticos subyacentes a la especificación elegida con los datos de la muestra \mathbf{x} . Dicha verificación garantiza la confiabilidad de cualquier inferencia basada en el modelo. Nótese que cuando **el modelo es incorrectamente especificado**, alguno de los supuestos del modelo fue rechazado, entonces la distribución $P(\cdot; \boldsymbol{\theta})$ también es erróneamente especificada para la muestra \mathbf{x} e invalidará la distribución de los estimadores, de los estadísticos de prueba y de cualquier estadístico T_n obtenido a partir de $D(\mathbf{x}; \boldsymbol{\beta})$.

Tabla 2.1: Supuestos del modelo de regresión lineal

	Supuesto	Enfoque probabilístico	Enfoque tradicional
1	normalidad	$(y_t \mid \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) \sim N(\cdot, \cdot)$	$u_t \sim N(\cdot, \cdot)$
2	linealidad	$E(y_t \mid \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = \alpha + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t$	$E(u_t \mid \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = 0$
3	homocedasticidad	$Var(y_t \mid \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = \Sigma$	$Var(u_t \mid \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = \sigma^2$
4	$\boldsymbol{\theta}$ t -invariante	$\alpha, \boldsymbol{\beta}, \Sigma$	$\alpha, \boldsymbol{\beta}, \sigma^2$
5	independencia	$(y_t \mid \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t), t \in T$	$(u_t, u_s \mid \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = 0, t \neq s, t \in T$

$\alpha = E(y_t) - \boldsymbol{\beta}'E(\mathbf{X}_t)$, $\boldsymbol{\beta} = Cov(\mathbf{X}_t)^{-1}Cov(\mathbf{X}_t, y_t)$ y $\sigma^2 = Var(y_t)Cov(y_t, \mathbf{X}_t)$

Supóngase que mediante alguna prueba estadística se encuentra que el modelo (2.1) está incorrectamente especificado. Pues bien, el modelo se debe de **reespecificar**, elegir una nueva especificación que considere las regularidades en los datos no explicadas por el modelo incorrectamente especificado, y a continuación evaluar que los datos, \mathbf{x} , no rechazan los supuestos de esta nueva especificación. Este procedimiento se debe de repetir hasta determinar una especificación estadísticamente válida para los datos, a partir de la cual se puedan hacer inferencias confiables.

Debe reconocerse que, a partir del enfoque probabilístico de la econometría, los economistas cuentan con un método analítico formal basado en la teoría de la probabilidad, que permite el uso de los métodos estadísticos con el mismo rigor científico que en las ciencias experimentales.

Las investigaciones puramente empíricas nos han enseñado que ciertas cosas en el mundo real sólo ocurren muy raramente, son “milagros”, mientras que otras son “acontecimientos habituales”. El cálculo de la probabilidad se ha desarrollado a partir de un deseo de tener un aparato lógico formal para tratar con tales fenómenos de la vida real. La cuestión no es si las probabilidades existen o no, sino si -si procedemos como si existieran- podemos hacer declaraciones sobre fenómenos reales que son “correctos para fines prácticos” (Haavelmo (1944), p. 43)

Dicho método consiste en: i) definir el diseño de experimento que relacione el modelo de teoría económica a los datos en un esquema probabilístico mediante la especificación del modelo estadístico, ii) la verificación de los supuestos estadísticos subyacentes a la especificación, y iii) la reespecificación del modelo con el objeto de establecer un modelo correctamente especificado con el cual contrastar las hipótesis a fin de establecer conclusiones estadísticamente confiables a la luz de los datos.

A continuación, se desarrolla el enfoque probabilístico del modelo de regresión lineal múltiple. En la exposición se enfatiza la razón por la cual cada supuesto de la tabla 2.1 es necesario en la construcción del modelo, y las implicaciones de no cumplirlos.

2.1. Enfoque probabilístico del modelo de regresión lineal múltiple

Supongamos que nos interesa modelar los determinantes del PIB en un período determinado. Sea la siguiente relación económica de interés,

$$Y_t = f(X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{m,t}), \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (2.2)$$

Sea $\{Z_t\}_{t=1}^n$ el proceso estocástico que considera todas las variables que suponemos están involucradas en la relación (2.2), donde en el vector aleatorio $Z_t := (Y_t, X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{m,t})$ la variable a modelar se denota mediante Y_t , y las $X_{i,t}$ $i = 1, 2, \dots, m$ denotan las i variables explicativas al tiempo t . A continuación, se muestra como el modelo estadístico de regresión lineal múltiple $M_{\theta}(\mathbf{z}) : y_t = \alpha + \beta' \mathbf{x}_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma^2)$, para $\mathbf{z} \in R^{n(m+1)}$ con vector de parámetros $\theta = (\alpha, \beta, \sigma^2)$ y bajo los supuestos de la tabla 2.1, es una parametrización de la densidad conjunta de todas las variables observables del proceso $\{Z_t\}_{t=1}^n$ bajo los siguientes supuestos: distribución normal, independencia e idéntica distribuido, es decir: $Z_t \sim NIID(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}), t = 1, 2, \dots, n$. Por el supuesto de independencia e idéntica distribución de \mathbf{Z}_t la función de densidad conjunta del proceso es igual a $D_{\mathbf{Z}}(\mathbf{Z}_1, \mathbf{Z}_2, \dots, \mathbf{Z}_n; \boldsymbol{\Phi}) = \prod_{t=1}^n D(\mathbf{Z}_t; \boldsymbol{\Psi})$, y aplicando la definición de probabilidad conjunta se obtiene:

$$D_{\mathbf{Z}}(\mathbf{Z}_1, \mathbf{Z}_2, \dots, \mathbf{Z}_n; \Phi) = \prod_{t=1}^n D(Y | \mathbf{X}_t; \Psi_1) D(\mathbf{X}_t | \Psi_2).$$

Por el supuesto de distribución normal de \mathbf{Z}_t , y suponiendo exogeneidad de las variables $X_{i,t}$ para $i = 1, 2, \dots, m$, es posible ignorar la densidad marginal de $X_t = (X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{m,t})$, denotada por $D(X_t | \Psi_2)$, para hacer inferencia en el espacio paramétrico Ψ_1 (véase Spanos (1986) y Hendry y Nielsen (2007), cap.10), entonces:

$$D_{\mathbf{Z}}(\mathbf{Z}_1, \mathbf{Z}_2, \dots, \mathbf{Z}_n; \Phi) = \prod_{t=1}^n D(Y | \mathbf{X}_t; \Psi_1).$$

Por el teorema 1 (en apéndice 1) sabemos que Y_t dados los valores del vector aleatorio $\mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t$ se distribuye como una variable aleatoria normal,

$$Y_t | \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t \sim N(\alpha + \beta' \mathbf{x}_t, \sigma^2), \quad (2.3)$$

donde $\alpha = E(y_t) - \beta' E(X_t)$, $\beta = Cov(\mathbf{X}_t)^{-1} Cov(\mathbf{X}_t, y_t)$ y $\sigma^2 = Cov(y_t) - \beta' Cov(\mathbf{X}_t, y_t)$.

Este resultado muestra que existe una relación lineal entre Y_t y X_t , del tipo $Y_t = E(y_t | \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) + u_t$, $t = 1, 2, \dots, n$, donde el término de error $u_t = y_t - E(y_t | \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t)$ no es autónomo, su estructura probabilística está completamente determinada por (2.3). De hecho, los supuestos del modelo estadístico se pueden expresar en términos de u_t , como en la tabla 2.1. Como es habitual, para determinar los valores más probables de los parámetros del modelo estadístico, $\theta = (\alpha, \beta, \sigma^2)$, cuando el proceso aleatorio $\{\mathbf{Z}_t\}_{t=1}^n$ ha sido observado, maximizamos el logaritmo de la función de verosimilitud respecto a θ . Pero como la función de verosimilitud es la densidad conjunta del proceso observado $\mathbf{z} = (\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_n)$ condicionada por θ entonces:

$$L(\mathbf{z} | \theta) = \prod_{t=1}^n D(y_t | \mathbf{x}_t; \psi_1),$$

donde $D(y_t | \mathbf{x}_t; \psi_1)$ es la densidad normal multivariada dada por (2.3). Por lo tanto, las propiedades probabilísticas de los estimadores de máxima verosimilitud, de cualquier estadístico de prueba, y medida de bondad de ajuste, serán completamente determinadas por (2.3).

Supongamos ahora que $M_{\theta}(\mathbf{z})$, el modelo de regresión lineal, no cumple con alguno de los supuestos probabilísticos de la tabla 2.1 *vis-à-vis* los datos, entonces $D(y_t | \mathbf{x}_t; \psi_1)$ será erróneamente especificada e invalidará las propiedades probabilísticas de cualquier estadístico derivado de ésta. Pues bien, ello implica no sólo que la inferencia estadística, las medidas de bondad de ajuste y los pronósticos realizados a partir del modelo estadístico no sean confiables, sino que el modelo completo estará en tela de juicio como PGD.

El supuesto de la distribución normal de \mathbf{Z}_t es muy importante en este modelo, nótese que los supuestos 1-3 en la tabla 2.1 dependen de éste, sin embargo, también es uno de los supuestos más difícil de cumplir. En Hoover, Johansen, y Juselius (2008) y Hoover y Juselius (2012) se argumenta que la hipótesis de normalidad multivariada de los datos económicos no es una característica que esperamos que se cumpla, más bien es una hipótesis que nos permite asegurar que hemos considerado tanto los eventos *usuales*, que son adecuadamente descritos por la distribución normal, como los *milagros*,¹⁰ que tienden a caer fuera del rango de la distribución normal. Tales eventos extraordinarios, frecuentemente son la causa de asimetría o exceso de curtosis, y por lo tanto, del rechazo del supuesto de normalidad de u_t . Es decir, la falta de control adecuada de este tipo de eventos puede ser la causa de autocorrelación entre los errores, de sesgo en los estimadores y de imprecisión en las inferencias.¹¹

Del supuesto de normalidad también depende la linealidad, en variables y parámetros, del modelo estadístico. Por ejemplo, en un modelo donde se supone que el PIB es una función lineal de un conjunto de variables del tipo $PIB = ae_r + b\omega$ (donde a y b son parámetros, e_r es el TCR y ω es la participación salarial), si encontramos que el supuesto de normalidad no se cumple, la forma funcional del modelo también será cuestionada.

Para Haavelmo, el término de error debe captar todos los factores que influyen en el fenómeno que no fueron considerados por el modelo empírico, y dada la complejidad de la economía real, estos factores debían de ser muchos respecto a los considerados. De modo que si tales factores son independientes, los errores podrían distribuirse aproximadamente como variables aleatorias normales por el teorema del límite central.

... si consideramos un conjunto de variables económicas relacionadas, en general no es posible expresar alguna de las variables como una función exacta de las otras variables solamente. Habrá un “resto inexplicable” y, para propósitos estadísticos, ciertas propiedades estocásticas deben atribuirse a este resto, a priori. [...] La necesidad de introducir “términos de error” en las relaciones económicas no es meramente un resultado de errores estadísticos de medición. Esto se debe tanto a la naturaleza misma de la conducta económica, como a su dependencia de un enorme número de factores, en comparación con los que podemos explicar explícitamente en nuestras teorías. Necesitamos una formulación

¹⁰Entre los eventos extraordinarios caben las reformas económicas y, en general, las intervenciones políticas.

¹¹Por ejemplo, la autocorrelación en los errores generada al no modelar los cambios en las tasas medias de crecimiento de las variables, puede sugerir el uso innecesario de mayores rezagos en un modelo VAR.

estocástica para hacer que las relaciones simplificadas sean lo suficientemente elásticas para las aplicaciones. (Haavelmo (1943a), p. 1)

Respecto al supuesto de independencia Haavelmo señaló

... no es necesario que las observaciones sean independientes y que deban seguir la misma ley de probabilidad unidimensional. Basta con suponer que todo el conjunto de observaciones, digamos n , puede considerarse como una observación de n variables (o un “punto de muestreo”) siguiendo una ley de probabilidad conjunta n -dimensional, cuya “existencia” puede ser puramente hipotética. (Haavelmo, 1944, p.iii-iv)

Sin lugar a dudas este fue uno de los mayores aportes de Haavelmo, tal que hoy día analizamos el supuesto de independencia de \mathbf{Z}_t , $t = 1, 2, \dots, n$, en el proceso observable de las variables (supuesto 4 de la tabla 2.1). De hecho, es muy frecuente observar que el proceso $\{\mathbf{Z}_t\}_{t=1}^n$ muestra algún tipo de dependencia. Por ejemplo, si $\{\mathbf{Z}_t\}_{t=1}^n$ cumple la propiedad de Markov, $P(\mathbf{z}_t \mid \mathbf{z}_{t-1}, \mathbf{z}_{t-2}, \dots, \mathbf{z}_0) = P(\mathbf{z}_t \mid \mathbf{z}_{t-1})$, es necesario incluir a \mathbf{z}_{t-1} como regresor en la especificación del modelo para dar cuenta de este tipo de dependencia.

El supuesto de idéntica distribución de \mathbf{Z}_t , $t = 1, 2, \dots, n$, es difícil de cumplir principalmente en variables macroeconómicas; donde la heterogeneidad de estas variables induce que tanto la esperanza como la matriz de varianzas y covarianzas del proceso observable sean función de t . Es decir, el proceso $\{\mathbf{Z}_t\}_{t=1}^n$ no es estacionario. Por ejemplo, los modelos integrados y cointegrados surgen cuando se sustituye el supuesto de variables idénticamente distribuidas por el de variables estacionarias de segundo orden.

Así pues, la única estrategia correcta para conseguir inferencias válidas y confiables es adoptar un modelo estadístico cuyos supuestos probabilísticos sean válidos *vis-à-vis* los datos antes de realizar cualquier inferencia. Esta es la razón por la cual, todo artículo de investigación de economía aplicada cuyo propósito sea explicar la realidad tal como se manifiesta frente a nosotros, por medio de métodos estadísticos debe de presentar de manera clara y precisa: i) El diseño de experimento, en el sentido de Haavelmo, propuesto como PGD del fenómeno objeto de la investigación, y sobre el cual se probaron las hipótesis (teorías), y ii) los resultados de las pruebas de incorrecta especificación, es decir de las pruebas que evalúan el cumplimiento de los supuestos probabilísticos de las metodologías estadísticas empleadas *vis-à-vis* los datos.

En la siguiente sección se describe y analiza el segundo requisito importante para que exista rigor científico en nuestra disciplina. Me refiero a la posibilidad de que otro investigador pueda reproducir (*repetir* exactamente

los procedimientos con los mismos datos) los números reportados en artículos publicados. Lo cual es importante porque es lo único que un investigador puede garantizar de un estudio, ya que no puede garantizar que las afirmaciones hechas son correctas, a menos que sean puramente descriptivas. En última instancia, el tiempo nos dirá si las conclusiones de una investigación fueron correctas o incorrectas, pero lo que sí podemos saber en este momento es si los números sobre los cuales se realizaron dichas conclusiones se pueden recalcular o no.

2.2. Replicaciones en la economía

En economía aplicada cuando se usan métodos estadísticos es importante realizar replicaciones para establecer la fragilidad o solidez de los resultados de investigaciones publicadas que sirvan de guía en el proceso de generación de conocimiento. En nuestra disciplina aún no hay un consenso sobre lo que significa hacer una investigación de replicación. Algunas propuestas y debates se pueden consultar en Collins (1991), Cartwright (1991), Lindsay y Ehrenberg (1993), Hamermesh (2007), Clemens (2015), Zimmermann et al. (2015) entre otros.

Hamermesh (2007), define *replicación pura* como hacer algo otra vez exactamente en la misma forma. En investigaciones económicas implica examinar la misma pregunta, modelo y base de datos que la investigación original. Cuando se utiliza diferente muestra, diferente población y quizá un modelo similar pero no idéntico se define como *replicación científica*.

La definición de Zimmermann et al. (2015) comprende tanto el concepto de replicación pura como el de replicación científica. Una *replicación* es repetir un estudio previo para verificar su validez (*verificación*). Lo cual podría hacerse con los datos y código computacional originales, pero también podría realizarse con otra muestra de los datos originales (*reproducción*), o con nuevos datos y/o con un código computacional similar al que se usó originalmente (*robustez*). Una definición más amplia implica usar nuevos datos (diferente periodo, geografía); una solución diferente o método de aproximación, o un nuevo enfoque estadístico (*extensión*).

Para el *Journal of Applied Econometrics* (JAE) existen dos tipos de replicaciones, Pesaran (2003):

- La *replicación en un sentido estricto*: implicaría la comprobación de los datos presentados contra las fuentes primarias (cuando se aplique) para la consistencia y exactitud, la comprobación de la validez de los cálculos, ya sea directamente o mediante la realización de la estimación (incluyendo el cálculo de los errores estándar) usando otro software.
- La *replicación en un sentido amplio*: supone que la replicación en sen-

tido estricto ha sido un éxito, y cuestiona si el hallazgo empírico de fondo del artículo puede ser replicado con datos de otros períodos, países, regiones u otras entidades, según proceda.

De estas definiciones, parece haber consenso en que existen dos tipos de replications, aquellas cuyo objetivo es reproducir los números reportados en una investigación publicada usando los mismos datos y procedimientos, y aquellas que buscan establecer la solidez y/o extensión de los resultados. Ambos tipos de replications son muy importantes en economía, las primeras constituyen la mejor manera de establecer la validez de los cálculos, mientras que las segundas prueban la generalización de resultados, y/o regularidades empíricas documentadas en los artículos originales.

Sin embargo, *The replication network*,¹² organizada por M. Duvendack y R. Reed, definió un estudio de replicación como: **cualquier estudio, cuyo objetivo principal sea establecer la exactitud de un estudio previo**. Esta definición más general, y por lo tanto más incluyente, me parece más adecuada porque reconoce como replications a los ejercicios donde podría haber subjetividad. Por ejemplo, en los casos donde por falta de acceso a bases de datos y códigos de estimación originales, no es posible realizar la *replicación estricta*. Sin embargo, para llevar a cabo la replicación, el autor replicante recurre a las fuentes originales referidas y siguiendo las indicaciones metodológicas publicadas en el artículo original, crea la base de datos y códigos de estimación con alguna discrepancia respecto a los originales como podrían ser: el periodo, uso de alguna variable *proxi*, distinto método de estimación, entre otros.

Como se expone en la siguiente sección, este tipo de replications podrían ser las más frecuentes en economía debido a la falta de bases de datos y códigos originales. No obstante dichos estudios aún podrían desincentivar malas prácticas científicas como lo señala Crocker y Cooper (2011) en la Editorial del número especial de la revista *Science*, titulado *Data Replication & Reproducibility*, según el cual: “Los científicos generalmente confían en que la invención (*fabrication*) se descubrirá cuando otros científicos no puedan replicar (y, por lo tanto, no validen) los hallazgos.” (p.1182).

En este sentido las replications constituyen un medio que nos provee la información para discriminar entre conclusiones establecidas sobre procedimientos que la propia comunidad económica es capaz de juzgar y verificar, y conclusiones generadas en la opacidad de bases de datos y métodos ocultos.

A continuación, se describe el estado actual de las replications en economía.

¹²Enlace al sitio: *The replication network. Furthering the Practice of Replication in Economics*, <http://replicationnetwork.com/>

2.2.1. Replicaciones publicados en *Journals* de Economía

Con base en el reporte sobre las replications en economía de Duvendack, Palmer-Jones, y Reed (2015), se pueden inferir tres aspectos que caracterizan la investigación empírica en economía y su divulgación. Primera, existen relativamente pocas revistas que proveen las bases de datos y códigos de estimación de los artículos que publican. Segunda existen muy pocos espacios dedicados a la divulgación de los hallazgos de las replications. Tercera, dentro de los estudios de replicación existe una elevada tasa de no verificación de resultados. A continuación se precisan cada uno de estos aspectos.

El reporte sobre las replications en economía de Duvendack et al. (2015) consideró 333 revistas de economía ("*Economics journals*") que los autores encontraron listadas en el *Thomson Reuters Journal Citation Report* en 2013. De las cuales únicamente:

- En 27 revistas se puede acceder regularmente (en al menos 50 % de los artículos) de manera *online* a datos y códigos de los artículos empíricos publicados.¹³
- En 10 revistas se menciona explícitamente en su sitio *web* que publican estudios de replicación.¹⁴

A partir de una muestra de 162 estudios que cumplieron con dos características definidas por los autores para considerar un estudio como una "replicación" -1) haberse publicado en una revista *peer-reviewed*, y 2) tener

¹³Información de Tabla 1 de Duvendack et al. (2015): 1. Agricultural Economics, 2. American Economic Journal: Applied Economics, 3. American Economic Journal: Economic Policy, 4. American Economic Journal: Macroeconomics, 5. American Economic Journal: Microeconomics, 6. American Economic Review, 7. Brookings Papers on Economic Activity, 8. Econometrica, 9. Economic Journal, 10. Econometrics Journal, 11. Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, 12. European Economic Review, 13. Explorations in Economic History, 14. International Journal of Forecasting, 15. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik/Journal of Economics and Statistics, 16 Journal of Applied Econometrics, 17. Journal of Labor Economics, 18. Journal of Money, Credit, and Banking, 19. Journal of Political Economy, 20. Journal of the European Economic Association, 21. Quarterly Journal of Economics, 22. Review of Economic Dynamics, 23. Review of Economic Studies, 24. Review of Economics and Statistics, 25. Review of International Organizations, 26. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, y 27. World Bank Economic Review.

¹⁴Información de Tabla 2 en Duvendack et al. (2015). 1. Econ Journal Watch, 2. Economic Development and Cultural Change, 3. Economics of Education Review, 4. Empirical Economics, 5. Experimental Economics, 6. Explorations in Economic History, 7. International Journal of Forecasting, 8. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik/Journal of Economics and Statistics, 9. Journal of Applied Econometrics, y 10. Review of International Organizations.

como principal objetivo la replicación de un artículo de investigación-¹⁵ los autores reportan que:

- El 59.4% de los estudios de replicación se publicaron en 6 revistas: *Journal of Applied Econometrics* (19.1%), *Journal of Human Resources* (11.7%), *American Economic Review* (9.3%), *Econ Journal Watch* (6.8%), *Journal of Development Studies* (6.2%) y *Experimental Economics* (5.6%)
- En el 64% de los estudios, la replicación utilizó exactamente los mismos datos, especificación y procedimiento de estimación que el estudio original.
- En el 50.5% de los estudios, la replicación incluyó una extensión de los hallazgos originales, mediante la validación de los resultados en distintos países o periodos de análisis.
- Respecto a la confirmación de resultados originales:
 - En el 66% de los estudios se encontró alguna diferencia significativa respecto al estudio original.
 - En el 12.3% de los estudios se obtuvo alguna confirmación junto con al menos una diferencia significativa de los principales hallazgos del estudio original.
 - En el 21.3% de los estudios se confirmaron todas las conclusiones principales del estudio original.

Otras investigaciones que mostraron que en economía las investigaciones empíricas no son replicables en no pocos casos fueron la desarrollada por Dewald, Thursby, y Anderson (1986), donde los autores sólo fueron capaces de replicar 2 de 54 artículos, y el de McCullough, McGeary, y Harrison (2006) donde únicamente se pudo replicar 14 de 62 artículos.

La inusual publicación de estudios de replicación entre las principales revistas de economía de acuerdo a su factor de impacto; y la alta proporción de estudios de replicación publicados, donde no se valida al menos alguno de

¹⁵ Es importante señalar que el tamaño de muestra se redujo debido a que los artículos no cumplieron con las características señaladas. Inicialmente los autores seleccionaron una muestra aleatoria de 1,601 artículos de un total de 13,261 artículos identificados mediante la búsqueda de los términos “replicat*” y “Replicate*” en distintas fuentes que podríamos decir abarcaron las 50 revistas de economía más importantes respecto al factor de impacto. La búsqueda se realizó en las siguientes fuentes: Google Scholar y Web of Science, “Replication in Economics” wiki (es un proyecto de la Universidad de Gottinger financiado por el Institute for New Economic Thinking que ha reunido en un sitio *web* (wiki) un gran número de estudios de replicación publicados en revistas de Economía), sugerencias de editores de revistas, y colecciones de replications de autores.

los principales hallazgos de los artículos originales, el 78.3 % en el reporte de Duvendack et al. (2015)¹⁶ son dos factores podrían cuestionar la credibilidad de la investigación científica en economía.

A la luz de esta información vale la pena analizar cuáles son las razones de la escasez de replicaciones en materia económica. Sin lugar a dudas, **no es la falta de resultados y conclusiones de relevancia en la economía**, de hecho existen suficientes investigaciones dignas de ser replicadas. Por ejemplo, en el sitio *Economics Replication Wiki*,¹⁷ está disponible un listado de artículos publicados en las principales revistas de economía que no han sido replicadas. Tampoco es porque los estudios de replicación no generen beneficios para la economía como una ciencia, como ya se apuntó en la sección anterior, **las replicaciones son una guía para construir conocimiento en base a conclusiones juzgadas y verificadas por la propia comunidad de economistas**. A continuación, se describen dos de los principales factores que frenan la realización de replicaciones.

2.2.2. Acceso a bases de datos y códigos computacionales

A pesar de que el interés por hacer accesibles las bases de datos surgió junto con la primera revista especializada, *Econometrica*, y quedó manifiesto en la editorial del primer número:

En trabajos estadísticos y otros trabajos numéricos presentados en *Econometrica*, los datos brutos originales se publicarán, por regla general, a menos que su volumen sea excesivo. Esto es importante para estimular la crítica, el control y otros estudios. El objetivo será presentar este tipo de documentos en forma condensada. Breves descripciones precisas de (1) el marco teórico, (2) los datos, (3) el método, y (4) los resultados, son lo esencial. (Frisch (1933), p. 3)

Dicha práctica no ha sido seriamente atendida. McCullough et al. (2006) en el artículo *Lessons from the JMCB Archive* señalan que en no pocos casos las investigaciones no se pueden replicar, ni siquiera en principio, porque los

¹⁶Posiblemente, esta proporción fue sobrestimada porque algunas revistas sólo publican replicaciones fallidas. Para evitar este sesgo, en Duvendack et al. (2015) también se calculó esta proporción considerando únicamente artículos publicados en el *Journal of Applied Econometrics*, donde según Drukker y Guan (2003) no discriminan en publicar replicaciones que confirman o no los hallazgos originales. No obstante, **la proporción de replicaciones que no confirman por lo menos alguno de los principales resultados fue del 65 %**, es decir, aún muy alta.

¹⁷http://replication.uni-goettingen.de/wiki/index.php/Category:Study_lacking_replication

autores generalmente no están obligados a hacer disponibles sus datos y el código para su verificación. Incluso cuando tal requisito existe, puede ser (y es) ignorado impunemente.

Previo a la década de los noventa muy pocas revistas contaban con alguna política de acceso a bases de datos y/o publicaron estudios de replicación, tal es el caso de *Journal of Human Resources*, *Journal of Political Economy*, y *Journal of Money, Credit and Banking*.

Sin embargo, fue hasta el 2004 cuando a causa del intento fallido de McCullough y Vinod (2003) por replicar algunos artículos de *American Economic Review* (AER), el entonces editor de esta revista; Ben Bernanke, fortaleció la política de acceso a bases de datos y códigos computacionales. El cambio consistió en requerir las bases de datos y códigos para correr el modelo final, una descripción de cómo fueron usadas las bases de datos primarias, y códigos intermedios para crear la base de datos final de artículos econométricos y de simulación. Desde entonces *Econometrica*, el *Journal of Applied Econometrics*, el *Journal of Political Economy* y *Review of Economic Studies* han ido adoptando la política de requerir tanto las bases de datos como los códigos de estimación de los artículos publicados para mantenerlos disponibles en su sitio *web*.

Es cierto que las políticas de acceso a datos y códigos de algunas de las revistas en economía han mejorado considerablemente en las últimas décadas. No obstante, los autores aún pueden argumentar que sus bases de datos no pueden ser liberadas por motivos de confidencialidad.

2.2.3. Publicación de estudios de replicación

Según el reporte de Duvendack et al. (2015), a partir de las políticas editoriales de acceso a datos de la AER, y desde la creación de la sección de replications del JAE, en enero de 2003, ha habido una mayor disposición a la publicación de estudios de replicación. Sin embargo, a partir de la evidencia mostrada por estos autores aún son muy pocas revistas que explícitamente mencionan en su sitio *web* que publican replications (ver Duvendack et al. (2015), Tabla 2, p. 175). Entre las cuales destacan: el *Journal of Applied Econometrics*, que se limita a publicar réplicas de artículos empíricos propios y publicados en nueve de las más prestigiadas revistas de economía;¹⁸ el *Econ Journal Watch*, una revista en línea de acceso libre y que pone gran énfasis en las replications fallidas; y en áreas específicas el *Experimental Economics* (en simulación) y el *Empirical Economics*. Otras revistas que no figuran en esta lista, pero que también publican replicación son: *Journal*

¹⁸*Econometrica*, *American Economic Review*, *Journal of Political Economy*, *Quarterly Journal of Economics*, *Review of Economics and Statistics*, *Review of Economic Studies*, *Journal of Econometrics*, *Journal of Business* y *Economic Statistics Economic Journal*

of Human Resources, American Economic Review, Journal of Development Studies, Applied Economics, Journal of Economic and Social Measurement y la *Economics: The Open Access, Open Assessment e-Journal* .

En el caso de las revistas mexicanas de economía, la revista *Investigación Económica* editada por la Facultad de Economía de la UNAM, a partir de 2015 comenzó a aceptar estudios de replicación que confirmen o no los hallazgos de artículos publicados.

Como comunidad científica es muy importante que dejemos de infravalorar las replicaciones en la economía. Es cierto que una replicación no amplía la frontera del conocimiento como lo podría hacer un artículo original; su importancia radica en evidenciar que las conclusiones fueron establecidas sobre análisis econométricos que se pueden replicar, lo cual **valida que la contribución al cuerpo de conocimiento de un artículo publicado está basada en un análisis de datos**, exitosamente replicable y por tanto, **confiable**.

Con el fin aportar a la literatura empírica de determinación de tipo de cambio en México, en la siguiente sección se desarrolla una replicación del artículo *Long run real exchange rates: evidence from Mexico* de Kakkar (2001) publicado en la revista *Economic Letters*.

2.3. Una Replicación del artículo *Long run real exchange rates: evidence from Mexico (Economics Letters, 2001)*

La replicación del artículo de Kakkar (2001) no es una *replicación exacta* debido a que la base de datos original no es pública. El artículo no menciona que la bases de datos y/o el código de estimación serán enviados (abiertos) a los lectores que lo soliciten, y la revista *Economic Letters* no da accesos a ellos. Dadas estas restricciones, para desarrollar la replicación se construyó la base de datos para el periodo analizado consultando la fuente a la que el artículo hace referencia, y siguiendo la especificación de las variables indicada en el artículo de Kakkar. Sin embargo, debido a que se empleó un método de estimación distinto, la replicación se puede considerar como un estudio que busca confirmar la solidez (robustez) de los hallazgos publicados.

El objetivo de la investigación de Kakkar (2001) fue determinar si los cambios en los precios relativos de las mercancías no comerciables pueden explicar los cambios persistentes del TCR bilateral entre México y Estados Unidos en el periodo de 1955 a 1996. La conclusión de la investigación fue que existe una relación de cointegración entre el TCR y los precios relativos de mercancías no comerciables a comerciables de México y de Estados Unidos que confirma la hipótesis.

La modelación de Kakkar (2001), parte del hecho estilizado de que el TCR es una variables no estacionaria, y de los siguientes supuestos:

1. El TCR se define con índices de precios generales (deflactor del PIB) mediante la siguiente ecuación:

$$e_r = \frac{p^{GDP}}{E p^{GDP*}},$$

donde E denota el tipo de cambio nominal (pesos por dólar), y el índice general de precios en cada país se define como el promedio geométrico de los precios de mercancías comerciables (p^T) y no comerciables (p^N) ponderados por un factor α , según la siguiente ecuación: $p^{GDP} = c^{GDP} [p^N]^\alpha [p^T]^{(1-\alpha)}$. El término c^{GDP} , que se supone estacionario, se incluye en la ecuación de precios para modelar cualquier factor que cause que el promedio geométrico de los precios de los bienes comercializados y no comercializados se desvíe del nivel de precios. Las variables de Estados Unidos, en lo sucesivo, se denotan con el superíndice *.

De acuerdo a la definición Kakkar, un incremento (decremento) de e_r equivale a una apreciación (depreciación) real del peso respecto al dólar.

2. Se supone que en el largo plazo se cumple la paridad de poder de compra (PPP por sus siglas en inglés Purchasing Power Parity) en mercancías comerciables, es decir:

$$\ln(p^T) = \ln(E) + \ln(p^{T*}) + u,$$

donde u es una variable aleatoria estacionaria con media cero, lo cual implica que un choque en el precio de mercancías comerciables en un país que desvíe al TCR de la condición de PPP se desvanecerá con el tiempo.

De los supuestos 1 y 2, el TCR se puede escribir de la siguiente manera:

$$\ln(e_r) = \alpha \ln\left(\frac{p^N}{p^T}\right) - \alpha^* \ln\left(\frac{p^{N*}}{p^{T*}}\right) + \epsilon, \quad (2.4)$$

donde $\epsilon = \ln(c^{GDP}) - \ln(c^{GDP*}) + u$. En esta ecuación se observa que la dinámica del TCR depende de la dinámica de los precios relativos (no comerciables a comerciables) internos y externos. Donde un incremento de los precios internos de los bienes no comerciables respecto a los comerciables, conducen a una apreciación real, y un incremento de los precios externos

de los bienes no comerciables respecto a los comerciables, conduciría a una depreciación real.

Si las variables $\ln\left(\frac{p^N}{p^T}\right)$ y $\ln\left(\frac{p^{N*}}{p^{T*}}\right)$ son integrados de orden uno y se cumple la PPP en las mercancías comerciables en el largo plazo, entonces $\ln(e_r)$, $\ln\left(\frac{p^N}{p^T}\right)$ y $\ln\left(\frac{p^{N*}}{p^{T*}}\right)$ deberían de cointegrar con vector de cointegración igual a $(1, -\alpha, \alpha^*)$. Por lo tanto, para estimar los coeficientes de la ecuación (2.4) es necesario que se satisfaga la hipótesis de raíz unitaria, lo que permitirá posteriormente probar la hipótesis de cointegración de las variables.

Para estimar la ecuación (2.4) en el periodo de análisis 1955-1996, el autor utilizó el índice de precios al mayoreo (IPW) y el índice de precios al consumidor (IPC) como variables *proxi* de los precios de mercancías comerciables y no comerciables respectivamente.¹⁹ La validación empírica se realizó con datos anuales del FMI, específicamente del CD-ROM del IFS (*International Financial Statistics*). Según lo indicado en Kakkar (2001), las tres variables involucradas en la ecuación (2.4) se especifican como en la tabla 2.2, pero no se indica el año base de los índices de precios.

Tabla 2.2: **Base de datos para estimar la ecuación (2.4)**

E	:	Tipo de cambio nominal pesos/dólar EE.UU., promedio
p^{GDP}	:	Deflactor del PIB
p^T	:	IPW <i>proxi</i> de precios de mercancías comerciables
p^N	:	IPC <i>proxi</i> de precios de mercancías no comerciables
$\ln(e_r)$	\equiv	$\ln\left(\frac{p^{GDP}}{E p^{GDP*}}\right)$
$\ln(q_{mx})_t$	\equiv	$\ln\left(\frac{p^N}{p^T}\right)$
$\ln(q_{us})_t$	\equiv	$\ln\left(\frac{p^{N*}}{p^{T*}}\right)$

Nota: Variables sin (con) asterisco corresponde a México (Estados Unidos).

Los resultados econométricos de la investigación de Kakkar (2001) son los siguientes:

1. No rechazan la hipótesis de raíces unitarias de las variables $\ln(e_r)$, $\ln(q_{mx})$ y $\ln(q_{us})$ al 90 % de confianza con las pruebas de Dickey–Fuller (1979) y Phillips–Perron (1988).
2. La hipótesis de cointegración fue probada mediante una regresión de cointegración canónica (véase Park (1992), Ogaki (1993), y Ogaki y

¹⁹El autor asume que el IPC se basa en una canasta fija de bienes y servicios consumidos por el hogar promedio, y es probable que tenga una gran participación de los bienes no comerciables en forma de servicios de venta al por menor, vivienda, transporte y otros servicios. Mientras que, el IPW se limita generalmente a los bienes del sector agrícola y manufacturero que son en gran medida comerciables.

Park (1997)) estimada en el paquete CCR de Gauss desarrollado por Ogaki (1993). El autor con base en sus estimaciones publicadas en la Tabla 2, página 83 concluye que a los niveles de significancia convencionales no se rechaza la hipótesis de cointegración estocástica con los estadísticos $H(0, 2)$ y $H(0, 3)$, y tampoco se rechaza la hipótesis de cointegración determinística con la estadística $H(0, 1)$.

3. Los coeficientes estimados de la ecuación (2.4); $\alpha = 3.731$ y $\alpha^* = -1.163$, tienen el signo y magnitud esperado de acuerdo al marco teórico planteado, y son estadísticamente significativos.

Sin embargo, el autor no reporta los estadísticos o valores p (p -values) de las pruebas de significancia, ni la distribución de los estadísticos de prueba, ni los niveles de confianza empleados en las pruebas de significancia. Tampoco reporta ninguna prueba de incorrecta especificación asociada al modelo. En consecuencia los resultados deben tomarse con cautela.

2.3.1. Resultados de la replicación

La replicación de la investigación de Kakkar (2001), consiste en realizar pruebas de raíces unitarias y de cointegración de las variables del sistema

$$\mathbf{x}_t = (\ln(e_r)_t, \ln(q_{mx})_t, \ln(q_{us})_t), t = 1955, \dots, 1996,$$

($T=42$). En caso de cointegración se procede a estimar los coeficientes de la ecuación (2.4).

La base de datos fue construida usando la especificación de las variables que el autor uso (ver 2.2) con la única diferencia de que los datos provienen de la edición de 2015 del IFS, donde los índices de precios usan como base al año 2000. En la figura 2.1 se muestran las series de tiempo de las variables $\ln(e_r)$, $\ln(q_{mx})$ y $\ln(q_{us})$.

Además de las pruebas de raíces unitarias reportadas en Kakkar (2001), en la replicación se muestran los resultados de las pruebas KPSS Kwiatkowski et al. (1992), y la Z-A Zivot y Andrews (2012). Ésta última debido a que la serie de tiempo de la variable $\ln(q_{mx})$ presenta un cambio permanente en el nivel de la serie en el año 1981.

Finalmente, a diferencia de la metodología econométrica utilizada en Kakkar (2001), en la replicación el análisis de cointegración fue realizado con la metodología de Johansen (1988) descrita en Juselius (2006) y las estimaciones se realizaron en PcGive. A partir de un VAR(k) correctamente especificado para el vector $\mathbf{x}_t = (\ln(e_r)_t, \ln(q_{mx})_t, \ln(q_{us})_t)$, la hipótesis de cointegración se contrasta con la prueba de *traza*, y la identificación el vector

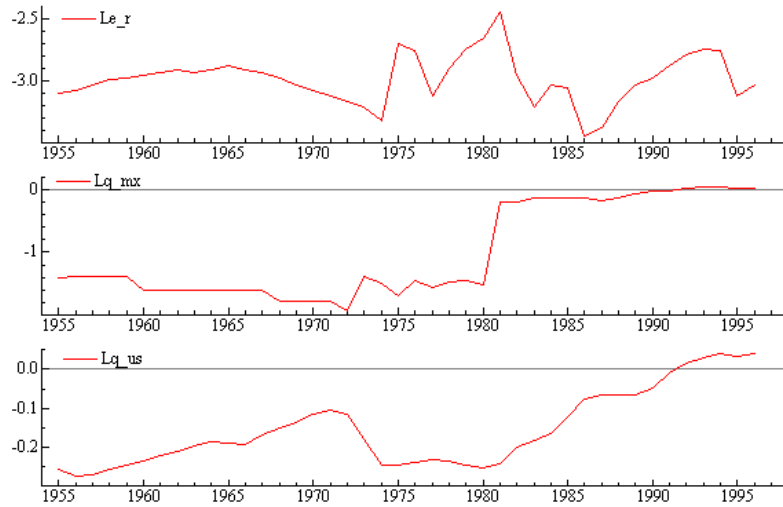


Figura 2.1: Tipo de cambio real, precios relativos de mercancías no comerciables a comerciables en México y Estados Unidos. 1955-1996

de cointegración (β) se realizan en el modelo corrector de errores que representa al VAR(k) restringido por el rango de cointegración, según la siguiente ecuación

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\pi} + \sum_{l=1}^{k-1} \boldsymbol{\phi}_l \Delta \mathbf{x}_{t-l} + \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t, \quad \mathbf{u}_t \sim IIDN(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}). \quad (2.5)$$

A continuación se comentan los resultados de las pruebas de raíces unitarias contenidas en la tabla 2.3.

La variable $\ln(e_r)_t$ rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 5 % de significancia, pero no al 1 % con las pruebas ADF y PP. Ahora bien, con la prueba KPSS no es posible rechazar la hipótesis de estacionariedad de $\ln(e_r)_t$. Sin embargo, la prueba de Z-A no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria que excluye cambio estructural. De acuerdo a esta información concluyo que hay evidencia suficiente en favor de la no estacionariedad del TCR en el periodo de 1955-1996.

La variable $\ln(q_{mx})$ no rechaza la hipótesis de raíz unitaria con las pruebas ADF y PP a los niveles de significancia usuales, con la prueba KPSS rechaza al 5 % de significancia la hipótesis de estacionariedad. Sin embargo, la prueba Z-A rechaza al 99 % de confianza la hipótesis nula de raíz unitaria. Lo anterior implica que $\ln(q_{mx})$ es estacionaria con cambio estructural en el año de 1981, lo cual es evidente del comportamiento descrito en la Figura 2.1. Es decir, a pesar que las pruebas ADF, PP y KPSS encuentran evidencia estadística en favor de que $\ln(q_{mx})_t \sim I(1)$, la conclusión de la prueba Z-A $\ln(q_{mx})_t \sim I(0)$

es la adecuada, puesto que como Perron (1989) mostró, la potencia de las pruebas ADF y PP para rechazar una raíz unitaria disminuye cuando la hipótesis alternativa (la variable es estacionaria) es verdadera y se ignora un cambio estructural.

La variable $\ln(q_{us})_t$ presenta raíz unitaria puesto que las pruebas ADF y PP no rechazan esta hipótesis, la prueba KPSS rechaza al 5 % la hipótesis de estacionariedad y la prueba Z-A no rechaza al 5 % de significancia la hipótesis de raíz unitaria sin cambio estructural.

La conclusión final a cerca de la heterogeneidad de los datos en el periodo 1955-1996 es que: $\ln(e_r)_t \sim I(1)$, $\ln(q_{mx})_t \sim I(0)$ y $\ln(q_{us})_t \sim I(1)$. A consecuencia de ello se incumple un de las hipótesis del análisis de Kakkar, y es inadecuado el análisis de cointegración del vector $\mathbf{x}_t = (\ln(e_r)_t, \ln(q_{mx})_t, \ln(q_{us})_t)$ con las metodologías desarrolladas bajo esta hipótesis.

Tabla 2.3: **Pruebas de Raíces Unitarias 1955-1996 (constante)**

	ADF	PP	KPSS	Z-A	CE en año
$\ln(e_r)$	-3.446	-3.554	0.045	-3.306	1975
$\ln(q_{mx})$	-0.590	-0.483	0.633	-10.274	1981
$\ln(q_{us})$	-0.096	-0.211	0.533	-4.873	1973
Valores críticos (constante):			1 %	5 %	10 %
ADF y PP			-3.60	-2.94	-2.61
KPSS			0.74	0.46	0.35
Z-A			-5.34	-4.93	-4.58

Únicamente con la finalidad de observar el resultado del análisis de cointegración de la ecuación (2.4) voy a ignorar el resultado de la prueba de Z-A para $\ln(q_{mx})_t$ para realizar la prueba de cointegración de traza en un modelo VAR.

La especificación que resultó estadísticamente adecuada del modelo VAR(k) para el vector $\mathbf{x}_t = (\ln(e_r)_t, \ln(q_{mx})_t, \ln(q_{us})_t)$, en el periodo 1955-1996 ($t = 1, 2, \dots, 42$), incluye dos rezagos $k=2$, término constante, una variable dummy de impulso en el año 1973, D_{1973} (toma el valor de uno el año de 1973 cero en otro caso); y una variable dummy de cambio en el año 1981, S_{1981} (toma el valor de uno en el periodo 1955-1980, y cero en cualquier otro caso). El modelo cumple con los supuestos probabilísticos del modelo estadísticos según se observa en las pruebas de incorrecta especificación de la tabla 2.4.²⁰

²⁰Hendry y Juselius (2001) reconocen que la inferencia estadística de un modelo VAR es sensible a la validez de los supuestos de parámetros constantes, la no correlación serial y la simetría de la distribución de los errores, mientras que la inferencia se mantiene moderadamente robusta al exceso de curtosis (distribuciones de cola pesadas) y heterocedasticidad de los errores. Por lo que recomiendan asegurar especialmente la validez de

La prueba de *traza*, ver tabla 2.5, determinó el rango de cointegración del sistema en $r = 1$, lo cual implica que existe una combinación lineal estable $\beta' \mathbf{x}_{t-1}$, denominada relación de cointegración, cuya solución para $\ln(e_r)_t$ determina una relación de equilibrio de largo plazo del TCR. Dicha relación de equilibrio está dada por la siguiente ecuación: ²¹

$$\ln(e_r)_t = 1.70 \ln \left(\frac{p^N}{p^T} \right)_t + 2.23 \ln \left(\frac{p^{N*}}{p^{T*}} \right)_t + 3.25 S_{1981} - 3.04, \quad (2.4)'$$

La principal diferencia respecto al resultado que Kakkar (2001) reportado en la tabla 2 página 83, es que en la relación de cointegración estimada por el método de Johansen, la variable dummy de cambio estructural S_{1981} es estadísticamente significativa (ver tabla 2.6),²² y que el signo estimado de los precios relativos de las mercancías no comerciables respecto a las comerciables en EE. UU. es incorrecto, puesto que éste debía ser negativo de acuerdo al marco teórico que sirve de fundamento al estudio del autor.

En la Figura 2.2 se muestra la relación de cointegración dada por $\beta' \mathbf{x}_{t-1}$ y el TCR de largo plazo estimado mediante el análisis de cointegración dado por (2.4').

Tabla 2.4: **Pruebas de incorrecta especificación VAR(2)**

Pruebas individuales [p-values]						
	Porm(8)	AR1-5	ARCH1-4	DNormal	Hetero	HeteroX
	$\chi^2(3)$	F(2,29)	$\chi^2(2)$	F(13,25)	F(28,10)	F(1,38)
$\ln(e_r)$	2.0537 [0.5613]	0.32993 [0.7216]	4.317 [0.1155]	1.0208 [0.4628]	0.85257 [0.6511]	0.020593 [0.8867]
$\ln(q_{mx})$	1.0115 [0.7985]	0.20725 [0.8140]	1.0342 [0.5962]	2.4054 [0.0288]*	3.6547 [0.0179]*	0.47404 [0.4953]
$\ln(q_{us})$	1.5851 [0.6628]	0.82641 [0.4477]	0.93099 [0.6278]	3.2621 [0.0054]**	1.6914 [0.1927]	1.1217 [0.2962]
Pruebas Conjuntas						
	Porm(8)	AR1-5	DNormal	ZHetero	ZHeteroX	RESET23
	$\chi^2(27)$	F(18,65)	$\chi^2(6)$	F(78,116)	F(168,37)	F(18,65)
	44.335 [0.0191]*	1.4702 [0.1307]	5.1642 [0.5229]	1.4073 [0.0471]*	2.6278 [0.0005]**	2.0826 [0.0166]*

los tres primeros supuestos.

²¹La relación de equilibrio del TCR de la ecuación (2.4)' rechaza al 5% de significancia la hipótesis nula de raíz unitaria con la prueba ADF con constante; estadístico de prueba $\tau = -3.591$; valores críticos 5% = -2.94 y 1% = -3.61 de significancia. Este resultado nos lleva a concluir que la relación es estacionaria.

²²Las pruebas de exclusión se realizaron condicionadas por el orden de cointegración del sistema, es decir $r = 1$. El estadístico de la prueba del cociente de verosimilitudes LR (*likelihood ratio*) se distribuye asintóticamente como χ^2 con un grado de libertad.

Tabla 2.5: Pruebas de Cointegración

r	η_r	[p-val]	ξ_r	[p-val]	η_r^a	[p-val]	ξ_r^a	[p-val]
0	111.9	[0.000]**	91.31	[0.000]**	95.11	[0.000]**	77.61	[0.000]**
1	20.59	[0.043]*	14.07	[0.095]	17.5	[0.116]	11.96	[0.195]
2	6.52	[0.159]	6.52	[0.159]	5.54	[0.237]	5.54	[0.237]

Tabla 2.6: Pruebas de exclusión en el vector de cointegración

	$\ln(e_r)$	$\ln(q_{mx})$	$\ln(q_{us})$	Cte	S_{1980}
Coefficiente	1	-1.70	-2.23	3.04	-3.25
$\chi^2(1)$		53.233	13.485	13.034	74.283
p-value		[0.0000]**	[0.0002]**	[0.0003]**	[0.0000]**

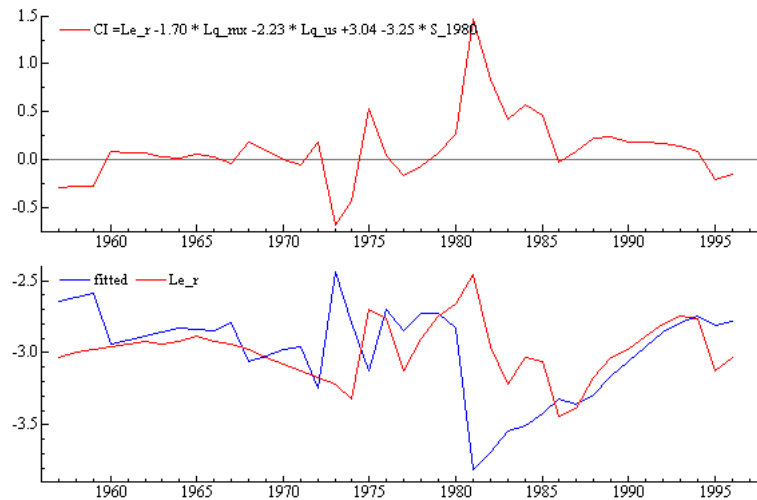


Figura 2.2: Relación de cointegración y TCR del peso respecto al dólar observado y de equilibrio de largo plazo, 1955-1996.

La evidencia estadística muestra que los precios relativos de las mercancías no comerciables en México, $\ln(q_{mx})_t$, en el periodo 1955-1996 son una variable estacionaria con cambio estructural en el año de 1981. Ahora bien, cuando se modela dicho cambio estructural en un modelo VAR como el aquí desarrollado los resultados reportados por Kakkar (2001) no son robustos al método de estimación.

Aunque no resulta indispensable para la replicación, anotemos aquí que, por ejemplo, Kakkar y Ogaki (1999) refieren argumentos por los cuales el TCR y los precios relativos internos y externos pudieran no cointegrar. En primer lugar, muchos bienes comerciables entre países no son idénticos. También es difícil encontrar bienes comerciables puros porque los bienes comerciables a menudo se combinan con los servicios no comerciables; como los servicios de venta al por menor. Por lo tanto, la PPP no puede mantenerse para estos bienes comerciables en el largo plazo. En segundo lugar, los ponderadores colocados (en el índice general de precios) en bienes comerciables y no comerciables pueden no ser estables, y estos pesos pueden ser los que se mueven junto con el TCR, y no los precios relativos de los bienes no comerciables y comerciables. Tercero, las variables *proxis*, disponibles de los precios relativos de los bienes comerciables y no comerciables pueden ser aproximaciones pobres de los precios relativos. O, simplemente porque los supuestos de la hipótesis de la PPP no se cumplen en la economía mexicana en el periodo 1955-1996.

Capítulo 3

Metodología Econométrica

En 1980 el econometrista Christopher A. Sims propuso los modelos vectoriales autoregresivos, en adelante VAR, como una alternativa a los modelos de ecuaciones simultáneas para analizar la estructura dinámica de las variables macroeconómicas, véase Sims (1980). Generalmente en un modelo VAR, los valores actuales (al tiempo t) de un conjunto de variables \mathbf{X}_t se explican por los valores pasados de todas las variables involucradas \mathbf{X}_{t-k} , es decir, todas las variables se suponen endógenas. A diferencia de los modelos de ecuaciones simultáneas, en la metodología VAR se pueden imponer restricciones, incluyendo la exogeneidad de algunas variables, basadas en procedimientos estadísticos y no en suposiciones *ad hoc* que pueden no estar respaldadas por los datos.

Los modelos VAR son herramientas naturales para la predicción, pero también pueden utilizarse para el análisis económico, ya que describen el *mecanismo de generación conjunta* de las variables involucradas. También es posible investigar hipótesis económicas estructurales con la ayuda de modelos VAR mediante el *análisis de impulso-respuesta* y de *descomposición de la varianza de los errores de predicción* basadas en la *forma estructural* del VAR.

Tradicionalmente los modelos VAR son una metodología diseñadas para variables estacionarias sin tendencia temporal. No obstante, desde mediados del siglo XX se llamó la atención de que las variables macroeconómicas son variables con tendencia, potencialmente procesos integrados de primer orden, $\mathbf{x}_{i,t} \sim I(1)$ en adelante, véase Granger y Newbold (1974), J. E. Davidson, Hendry, Srba, y Yeo (1978), Hendry y Mizon (1978), Plosser y Schwert (1978), entre otros.

Un enfoque para resolver el dilema de variables no estacionarias fue modelar las relaciones entre las diferencias, $(X_t - X_{t-s})$, pero con esta transformación se pierde mucha información de la serie de tiempo. Con el descubrimiento de la importancia de la tendencia estocástica en las variables económicas y el desarrollo del concepto de cointegración, ver Granger (1981),

Engle y Granger (1987), Phillips (1987), Johansen (1995), se demostró que variables con tendencia estocásticas también pueden ser modeladas con VAR. Un segundo enfoque ha sido modelar la heterogeneidad (tendencias) de las variables incluyendo términos polinómicos deterministas como en Spanos et al. (2013).

El enfoque de Søren Johansen para la cointegración (Johansen (1988), Johansen (1991), Johansen (1995)), muestra que cuando las variables con tendencia estocástica son cointegradas, la reparametrización del modelo VAR en un modelo de corrección de errores vectoriales, en adelante VECM, es un marco conveniente para separar los componentes de largo y corto plazo del *proceso de generación de datos* (DGP).

A continuación, se presenta una exposición formal de la metodología aquí esbozada, comenzando por algunas definiciones importantes para el análisis de series de tiempo de variables macroeconómicas.¹

Un proceso estocástico esencialmente es una secuencia de variables aleatorias, o de vectores de variables aleatorias, ordenadas y equidistantes. La observación en algún momento t es la realización de la variable aleatoria X_t . En el análisis de series de tiempo, sin embargo, en general no estamos interesados en un punto en el tiempo, sino en una secuencia completa.

Definición 1 *Un proceso estocástico es una colección de variables aleatorias $\{X_t : t \in \mathcal{T}\}$ parametrizadas por un conjunto \mathcal{T} , llamada espacio parametral, y con valores en un conjunto \mathcal{S} llamado espacio de estados.*

Dos consideraciones acerca de la definición 1 para los fines de esta exposición. Primera, \mathcal{T} denota un conjunto de índices ordenados que se identifica típicamente con el tiempo, por lo que tomaremos el conjunto de los números enteros como $\mathcal{T} = \{0, 1, 2, \dots\} = \mathbb{N}$. En adelante, el proceso se denotará como $\{X_t\}_{t=0}^{\infty}$. Segunda, el espacio de estados \mathcal{S} que será considerado es este trabajo es \mathbb{R}^n , $n \geq 1$. Así cuando $n > 1$ se dice que el proceso estocástico es multivariado, donde para cada unidad de tiempo t , \mathbf{X}_t es un vector aleatorio de dimensión $n \times 1$, $\mathbf{X}_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$.

Definición 2 *El valor x_t se denomina como la realización de la variable aleatoria X_t en el tiempo t . Denotamos por $\{x_t\}_{t=0}^{\infty}$ la realización del proceso estocástico.*

Por lo tanto, una trayectoria representa una observación del proceso estocástico. También se usan los términos *serie de tiempo observada*, *proceso estocástico subyacente*, *datos u observaciones* para referirse a una trayectoria del proceso estocástico.

¹El resto del capítulo es un compendio de teoría de series de tiempo especializada para el caso de secuencias de variables aleatorias no estacionarias. Una exposición más detallada se puede consultar en bibliografía de series de tiempo y/o macroeconometría.

Nótese que mientras en la estadística estándar una *muestra* consiste de varios resultados de un experimento, típicamente independientes y que se distribuyen homogéneamente, *en el análisis de series de tiempo una muestra es sólo una trayectoria*. Por lo tanto, nos enfrentamos a una situación en la que en principio hay sólo una observación de todas aquellas posibles. En estas circunstancias para hacer un análisis estadístico significativo, es necesario suponer que la parte observada de la trayectoria es representativa para todo el horizonte de tiempo de la variable. Esta idea está relacionada con el concepto de estacionariedad que introduciremos más formalmente a continuación.

Definición 3 (*Estacionariedad estricta*). *Un proceso estocástico se denomina estrictamente estacionario si para todos los enteros h y $n \geq 1$ $X_t = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ y $X_{t+h} = (X_{1+h}, X_{2+h}, \dots, X_{n+h})$ tienen la misma distribución.*

El concepto de estacionariedad tiene que ver con la forma en que se distribuyen conjuntamente las variables estocásticas que integran el proceso. El teorema de la existencia de Kolmogorov asegura que la especificación de la distribución de dimensión finita es suficiente para caracterizar todo el proceso estocástico (ver Billingsley (2008) y Brockwell y Davis (1991)). Por lo que en muchas ocasiones es suficiente conocer los primeros momentos de la distribución para tal labor.

Definición 4 (*Estacionariedad Débil*). *Un proceso estocástico $\{X_t\}$ se denomina estacionario si y sólo si para todos los enteros r, s y t se mantienen las siguientes propiedades:*

- $E(X_t) = \mu_X$ es constante,
- $Var(X_t) \leq \infty$,
- $Cov(X_t, X_s) = Cov(X_{t+r}, X_{s+r})$.

Notar que si $\{X_t\}_{t=0}^{\infty}$ es estacionario débil, entonces para $r = -s$ la función de covarianza $Cov(X_{t+r}, X_{s+r})$ es igual a $Cov(X_{t-s}, X_0)$, es decir, no depende de los puntos en el tiempo t y s , sino que sólo depende del número de períodos $h = t - s$ que separa a X_t de X_s . Los procesos estocásticos que cumplen con estas propiedades también se denominados procesos estacionarios de segundo orden. En esta exposición nos referiremos a ellos simplemente como procesos estacionarios.

Definición 5 *Un proceso no estacionario $\{X_t\}_{t=0}^{\infty}$ al cual se le aplica el operador diferencia, $\Delta^d X_t = (1 - L)^d X_t$ con $d = 1, 2, \dots$ y $L^d X_t \equiv X_{t-d}$, d veces para convertirlo en una serie estacionaria se denomina integrado de orden d y se denota con $X_t \sim I(d)$.*

Una definición más formal de una variable o proceso integrado puede encontrarse en Johansen (1995). *Los procesos integrados con $d > 0$ también se denominan procesos con raíz unitaria.*

Un proceso integrado de orden $d \geq 1$ es un proceso que presenta alguna tendencia en su evolución temporal, pero sus fluctuaciones al rededor de dicha tendencia constituyen un proceso estacionario con media cero, por lo que dichas fluctuaciones son homogéneas. Por lo anterior, cuando $X_t \sim I(d)$ debe admitir una descomposición del tipo de Beveridge y Nelson (1981), $X_t = T_t(X_t) + I_t(X_t)$, donde $T_t(X_t)$ es la tendencia asociada al componente permanente de $\{X_t\}_{t=0}^{\infty}$, que suele modelarse mediante un componente determinista y otro estocástico, y $I_t(X_t)$ es la parte irregular de $\{X_t\}_{t=0}^{\infty}$ que debe ser un proceso estacionario con media cero.

Definición 6 (Modelo). *Un modelo de series tiempo o un modelo para el proceso observado $\{x_t\}_{t=0}^T$ es una especificación de la distribución conjunta de $\{X_t\}_{t=0}^T$ para la cual $\{x_t\}_{t=0}^T$ es una realización de tamaño T .*

A continuación se describen brevemente los modelos de series de tiempo que en esta investigación utilizamos para describir el mecanismo generador de datos del TCR de una manera estadísticamente válida.

3.1. Modelos VAR

A partir la investigación de Nelson y Plosser (1982) sobre las propiedades de tendencia de las series de tiempo macroeconómicas, se sabe que la mayoría de ellas son potencialmente $I(1)$, es decir, estacionarias en primeras diferencias. Esta característica hace posible que si tales variables son cointegradas, entonces existe al menos una combinación lineal de variables $I(1)$ que es estacionaria, Engle y Granger (1987). Por lo anterior, la validación empírica de relaciones de largo plazo entre las variables de un sistema no estacionarias se puede realizar con la metodología de cointegración.

A continuación describimos la teoría de cointegración para un proceso integrado de primer de orden de dimensión p , es decir, para un sistema de p variables no estacionarias cuya primera diferencia es estacionaria, $\mathbf{x}_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{p,t})'$ tal que $\mathbf{x}_t \sim I(1)$ y $\Delta \mathbf{x}_t \sim I(0)$.

Un proceso estacionario multivariado de dimensión p , $\{\mathbf{x}_t\}_1^T$ sigue un modelo vectorial autoregresivo de orden k , $\text{VAR}(k)$, si y sólo si

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\pi} + \boldsymbol{\Pi}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Pi}_2 \mathbf{x}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\Pi}_k \mathbf{x}_{t-k} + \mathbf{u}_t, \quad (3.1)$$

tal que $\mathbf{u}_t \sim \text{IN}_p(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}_u)$ y $t = 1, 2, \dots, T$. Las matrices de parámetros no restringidos son: $\boldsymbol{\pi}$ de $(p \times 1)$, $\boldsymbol{\Pi}_i$ ($i = 1, 2, \dots, k$) de $(p \times p)$, y $\boldsymbol{\Omega}_u$ denota la matriz de covarianzas del vector de perturbaciones aleatorias.

Utilizando el operador de rezagos, definimos la matriz polinomial $\mathbf{\Pi}(L)$ como $\mathbf{\Pi}(L) = \mathbf{I}_p - \mathbf{\Pi}_1 L - \dots - \mathbf{\Pi}_k L^k$. Así la ecuación 3.1 se puede escribir de forma equivalente como:

$$\mathbf{\Pi}(L)\mathbf{x}_t = \mathbf{u}_t. \quad (3.2)$$

El proceso VAR dado en 3.1 y 3.2 es estable si:

$$\det(\mathbf{\Pi}(z)) = \det(\mathbf{I}_p - \mathbf{\Pi}_1 z - \mathbf{\Pi}_2 z^2 - \dots - \mathbf{\Pi}_k z^k) \neq 0 \quad \text{para } z \in \mathbb{C} \quad |z| \leq 1.$$

Esta condición implica que, \mathbf{x}_t es estable si todas las raíces del polinomio característico están fuera del círculo unitario complejo. En ese caso \mathbf{x}_t es I(0), esto es \mathbf{x}_t tiene vector de medias, y matriz de varianzas y de covarianza invariantes en el tiempo.

Ahora bien, si el $\det(\mathbf{\Pi}(z)) = 0$ para $z = 1$ (es decir, el proceso tiene una raíz unitaria) y todas las demás raíces del polinomio característico están fuera del círculo unitario complejo, entonces, todas o algunas de las variables son integradas, el proceso es no estacionario y las variables pueden ser cointegradas.^{2, 3}

Desde el *enfoque probabilístico de la econometría*, el modelo estadístico $\mathcal{M}_\theta(\mathbf{x})$, del VAR(k) con k rezagos dado por la ecuación 3.1, tiene los siguientes supuestos: la distribución $D(\mathbf{X}_t, \mathbf{X}_{t-1}, \dots, \mathbf{X}_1; \theta)$ es normal multivariada con matriz de covarianzas invariante en el tiempo y admite la representación del proceso hasta el rezago k , ver tabla 3.1 para el caso VAR(2).

Visto desde el enfoque de *los errores estadísticos*, el modelo $\mathcal{M}(\mathbf{x})_\theta$ constituye una parametrización de un proceso vectorial $\{\mathbf{X}_t, t \in \mathbb{N}\}$ bajo los supuestos de que el proceso $\{\mathbf{X}_t, t \in \mathbb{N}\}$ se distribuye normal multivariado, cumple la propiedad de Markov y es estacionario. Tal que, si estos supuestos se cumplen, entonces (3.1) es lineal en variables y parámetros, tiene parámetros constantes, el proceso de error se distribuye normal multivariado con parámetros $(\mathbf{0}, \mathbf{\Omega}_u)$, y existe independencia entre \mathbf{u}_t y \mathbf{u}_{t-h} para los rezagos $h = 1, 2, \dots$

Los procedimientos para verificar si el modelo VAR representa el PGD de las variables, conocidos como **pruebas de incorrecta especificación**, son pruebas estadísticas formales de los supuestos del modelo estadístico *vis-a-vis* los datos observados. Tales pruebas en sus versiones estándares están disponibles en la mayoría de software econométricos; otras metodologías, como la desarrollada por Spanos et al. (2013), requieren que las pruebas sean sean programadas. En esta investigación usamos ambas estrategias.

²Esta condición normalmente se expresa en términos de los *eigenvalores* de la matriz companion (companion AR(1) form) que equivalen a las raíces de $|\mathbf{\Pi}(z^{-1})| = 0$, ver Juselius (2006).

³La condición de estabilidad se mantiene si la especificación del VAR(k) se aumenta con una matriz de variables dummies.

Tabla 3.1: Supuestos del modelo VAR(2)

Normalidad:	$D(\mathbf{X}_t, \mathbf{X}_{t-1}, \dots, \mathbf{X}_1; \boldsymbol{\theta})$ es normal multivariada
Linealidad:	$E(\mathbf{X}_t \sigma(\mathbf{X}_{t-1}^0)) = \boldsymbol{\pi} + \boldsymbol{\Pi}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Pi}_2 \mathbf{x}_{t-2}$
Homocedasticidad:	$Var(\mathbf{X}_t \sigma(\mathbf{X}_{t-1}^0)) = \mathbf{V}$ no depende de $\mathbf{X}_{t-1}^0 := (\mathbf{X}_{t-1}, \dots, \mathbf{X}_1)$
Markov:	$\mathbf{X}_t, t \in N$ es un proceso de Markov (2)
Invarianza en $t \in N$:	$\boldsymbol{\theta} := (\boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\Pi}_1, \boldsymbol{\Pi}_2, \mathbf{V})$ son constantes para todo $t \in N$

Generalmente, también se utilizan procedimientos auxiliares para evaluar la correcta especificación de los modelos, tales como la inspección gráfica de la distribución, las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de los residuos del sistema.

Los detalles metodológicos de las pruebas de incorrecta especificación empleadas en esta investigación se pueden consultar en Doornik y Hendry (2013).

3.1.1. VAR Cointegrado

Definición 7 Un proceso multivariado $\mathbf{x}_t \sim I(d)$, presenta cointegración de orden d, b , denotado como $\mathbf{x}_t \sim CI(d, b)$, si (i) todos sus componentes son $I(d)$, (ii) si existe al menos un vector $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)'$ con al menos un componente distinto a cero tal que $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t \sim I(d - b)$. El vector $\boldsymbol{\beta}$ se le conoce como vector de cointegración.

Definición 8 El modelo vectorial corrector de error (VECM) asociado al modelo vectorial autoregresivo de orden k , VAR(k), descrito por la ecuación (3.1), para el proceso p -variado integrado de orden d , $\mathbf{x}_t \sim I(d)$, está dado por

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\pi} + \sum_{l=1}^{k-1} \boldsymbol{\Phi}_l \Delta \mathbf{x}_{t-l} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t, \quad (3.3)$$

$$\boldsymbol{\Phi}_l = - \sum_{j=l+1}^k \boldsymbol{\Phi}_j, \quad (3.4)$$

$$\boldsymbol{\Pi} = -(\mathbf{I} - \sum_{l=1}^k \boldsymbol{\Phi}_l), \quad (3.5)$$

donde $\mathbf{u}_t \sim IN_p(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}_u)$, el operador de primeras diferencias está representado por Δ , y las matrices de parámetros $\boldsymbol{\Phi}_l$ para $l = 1, 2, \dots, k-1$ y $\boldsymbol{\Pi}$ están dadas por (3.4) y (3.5).

El rango de la matriz $\boldsymbol{\Pi}$ determina el número de vectores de cointegración. Si $\mathbf{x}_t \sim I(1)$, la matriz $\boldsymbol{\Pi}$ es de rango reducido, $\text{rango}(\boldsymbol{\Pi}) = r < p$, de

modo que es posible descomponerla como $\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'$, donde las matrices $\boldsymbol{\alpha}$ y $\boldsymbol{\beta}$ son de orden $(p \times r)$ y $\text{rango}(\boldsymbol{\alpha}) = \text{rango}(\boldsymbol{\beta}) = r$ con $r = 1, \dots, p-1$. Las columnas de $\boldsymbol{\beta}$ son los vectores de cointegración linealmente independientes.⁴ Las combinaciones lineales dadas por $z_{r,t} = \boldsymbol{\beta}'_r \mathbf{x}_t$ definen las denominadas relaciones de cointegración, que por definición son estacionarias a pesar de que las variables sean no estacionarias.

De este modo, las r relaciones de largo plazo existentes entre los niveles de las variables $\mathbf{x}_{i,t}$'s están caracterizan por los coeficientes de $\beta_{r,i}$. Los coeficientes de $\alpha_{r,i}$ describen el efecto del ajuste de la r -ésima relación de equilibrio en la variable i .

Estimación

Dado un conjunto de series de tiempo de tamaño T , $(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_T)$, donde $\mathbf{x}_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{p,t})'$ y k vectores de valores iniciales, los parámetros del modelo VAR(k) pueden ser estimados por *mínimos cuadrados ordinarios* (OLS) para cada ecuación por separado. El estimador del vector de parámetros del modelo (3.1) está dado por:

$$[\hat{\boldsymbol{\pi}}, \hat{\boldsymbol{\Pi}}_1, \hat{\boldsymbol{\Pi}}_2, \dots, \hat{\boldsymbol{\Pi}}_k] = \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{x}_t \mathbf{Z}'_{t-1} \right) \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_t \mathbf{Z}'_{t-1} \right)^{-1}$$

donde $\mathbf{Z}_{t-1} = (1, \mathbf{x}'_{t-1}, \mathbf{x}'_{t-2}, \dots, \mathbf{x}'_{t-k})'$.

Si \mathbf{x}_t es un proceso que sigue una distribución normal (equivalentemente $\mathbf{u}_t \sim \text{IN}_p(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}_u)$) entonces este estimador es también idéntico al estimador *máxima verosimilitud* (ML), condicional a los valores iniciales. Por lo tanto, el estimador se distribuye asintóticamente (no en muestras pequeñas) normal con la matriz de covarianza asintótica más pequeña posible. Además, si el proceso \mathbf{x}_t es estable, es posible realizar inferencia estadística estándar, es decir, la estadística t – *student* puede usarse para probar significancia estadística de coeficientes individuales y la estadística F – *Fisher* puede utilizarse para probar hipótesis de significancia estadísticas conjunta.

Ahora bien, si $\mathbf{x}_t \sim \text{I}(1)$, el proceso no es estable y las variables pueden ser cointegradas. En este caso, el estimador de OLS y ML sigue siendo asintóticamente normal bajo condiciones generales (véase Lütkepohl (2005), Capítulo 7). Sin embargo, las estadísticas t , F y χ^2 para realizar inferencia con respecto a los parámetros del VAR pueden ser inválidas asintóticamente (Toda y Phillips (1993)) para procesos integrados, aunque todavía es posible realizar inferencia estándar en muchas situaciones, ver Toda y Yamamoto (1995), Dolado y Lütkepohl (1996).

⁴Si $p = r$ implica que $\mathbf{x}_t \sim \text{I}(0)$, mientras que si $r = 0$ las variables no cointegran y $\Delta \mathbf{x}_t \sim \text{I}(0)$.

3.1.2. Prueba de cointegración de Johansen

La metodología de Johansen (Johansen (1988), Johansen (1991) y Johansen (1995)) presenta un marco completo para probar y estimar las relaciones de cointegración basadas en el método de máxima verosimilitud. Dicha metodología requiere la especificación de un modelo VAR para el DGP de \mathbf{x}_t , y su reparametrización en la forma VECM. Lo anterior debido a que la cointegración de las variables en \mathbf{x}_t se manifiesta en el rango de la matriz $\mathbf{\Pi}$ en la ecuación (3.3). La siguiente secuencia de hipótesis se formula para este fin

$$H(r) : \text{rango}(\mathbf{\Pi}) = r \leq p, \quad r = 0, 1, \dots, p,$$

donde la hipótesis $H(r)$ indica que a lo más existen r vectores de cointegración linealmente independientes. Se dice que las hipótesis son *anidadas* porque rechazar $H(r)$ implica $H(r+1)$, es decir: $H(0) \subseteq H(1) \subseteq \dots \subseteq H(p)$.

La hipótesis $H(0)$ significa que el $\text{rango}(\mathbf{\Pi}) = 0$. En este caso, $\mathbf{\Pi} = \mathbf{0}$ y no existe cointegración entre las variables de \mathbf{x}_t . De modo que es adecuado reespecificar el modelo VAR para $\Delta \mathbf{x}_t$.

La hipótesis $H(p)$ no impone restricción sobre $\mathbf{\Pi}$ e indica el caso en que \mathbf{x}_t es estacionario.

En el caso en que la secuencia de pruebas de hipótesis determine $1 < r < p - 1$, significa que existen r vectores de cointegración. A continuación se esboza, la prueba de Johansen para determinar el número de vectores de cointegración.

La prueba de cointegración de Johansen se basa en la función de verosimilitud del proceso observable $\{\mathbf{x}_t\}_1^T$ donde T indica el tamaño de la muestra. Así, bajo el supuesto de que $\mathbf{u}_t \sim IN_p(\mathbf{0}, \mathbf{\Omega}_u)$ el logaritmo de la función de verosimilitud de los parámetros $\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}, \mathbf{\Omega}_u$ condicional a los valores iniciales está dada por:

$$\begin{aligned} l(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}, \mathbf{\Omega}_u) &= \frac{-Tp}{2} \ln(2\pi) + \frac{T}{2} \ln |\mathbf{\Omega}_u^{-1}| \\ &\quad - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\Delta \mathbf{x}_t - \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-1})' \mathbf{\Omega}_u^{-1} (\Delta \mathbf{x}_t - \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-1}) \quad (3.6) \end{aligned}$$

Dada una matriz $\boldsymbol{\beta}$ fija es posible estimar la matriz $\boldsymbol{\alpha}$ mediante la regresión de $\Delta \mathbf{x}_t$ sobre $\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-1}$ como:

$$\hat{\boldsymbol{\alpha}} = \hat{\boldsymbol{\alpha}}(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{S}_{01} \boldsymbol{\beta} (\boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{11} \boldsymbol{\beta})^{-1}$$

Donde las matrices de momento \mathbf{S}_{00} , \mathbf{S}_{11} , \mathbf{S}_{01} y \mathbf{S}_{10} se definen como:

$$\begin{aligned}\mathbf{S}_{00} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta \mathbf{x}_t)(\Delta \mathbf{x}_t)' \\ \mathbf{S}_{11} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{t-1} \mathbf{x}_{t-1}' \\ \mathbf{S}_{01} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta \mathbf{x}_t) \mathbf{x}_{t-1}' \\ \mathbf{S}_{10} &= \mathbf{S}_{01}'.\end{aligned}$$

La matriz de covarianza de los residuos entonces se convierte en:

$$\widehat{\boldsymbol{\Omega}}_u = \widehat{\boldsymbol{\Omega}}_u(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{S}_{00} - \mathbf{S}_{01} \boldsymbol{\beta} (\boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{11} \boldsymbol{\beta})^{-1} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{10}.$$

Sustituyendo $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}$ y $\widehat{\boldsymbol{\Omega}}_u$ en (3.6) se obtiene:

$$\begin{aligned}l(\boldsymbol{\beta}) &= l(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}(\boldsymbol{\beta}), \boldsymbol{\beta}, \widehat{\boldsymbol{\Omega}}_u(\boldsymbol{\beta})) = \frac{-Tp}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln |\widehat{\boldsymbol{\Omega}}_u(\boldsymbol{\beta})| - \frac{Tp}{2} \\ &= K_c - \frac{T}{2} \ln |\mathbf{S}_{00} - \mathbf{S}_{01} \boldsymbol{\beta} (\boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{11} \boldsymbol{\beta})^{-1} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{10}|,\end{aligned}\quad (3.7)$$

donde $K_c = \frac{-Tp}{2}(1 - \ln 2\pi)$, véase Johansen (1995).

La función log-verosimilitud se maximiza si $|\widehat{\boldsymbol{\Omega}}_u(\boldsymbol{\beta})|$ se minimiza sobre $\boldsymbol{\beta}$. Es decir, se requiere minimizar:

$$|\boldsymbol{\beta}' (\mathbf{S}_{11} - \mathbf{S}_{10} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{01}) \boldsymbol{\beta}| \text{ sujeto a } \boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{11} \boldsymbol{\beta} = \mathbf{I}_p.$$

El mínimo se obtiene resolviendo el siguiente problema de valores propios generalizado (ver Johansen (1995)):

$$|\lambda \mathbf{S}_{11} - \mathbf{S}_{10} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{01}| = 0,$$

para los r valores propios más grandes $1 \geq \widehat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \widehat{\lambda}_r \geq \dots \geq \widehat{\lambda}_p \geq 0$. Los correspondientes r vectores propios $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_1, \widehat{\boldsymbol{\beta}}_2, \dots, \widehat{\boldsymbol{\beta}}_r$ se determinan resolviendo:

$$(\widehat{\lambda} \mathbf{S}_{11} - \mathbf{S}_{10} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{01}) \widehat{\boldsymbol{\beta}}_i = \mathbf{0},$$

sujeto a $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_i' \mathbf{S}_{11} \widehat{\boldsymbol{\beta}}_i = 1$ y $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_i' \mathbf{S}_{11} \widehat{\boldsymbol{\beta}}_j = 0$ para $i \neq j$.

En el caso de cointegración, $\boldsymbol{\Pi}$ es una matriz singular con rango r . Si la dimensión del espacio de cointegración es r , entonces $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ consiste en aquellos vectores propios que corresponden a los r valores propios más grandes

$\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_r$. Los valores propios restantes $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ deben ser cero. Por lo anterior, la función de log-verosimilitud (3.7), bajo la hipótesis nula $H(r)$ puede expresarse como:

$$l(\hat{\beta}_r) = \frac{-Tp}{2} \ln(\pi) - \frac{Tp}{2} - \frac{T}{2} \ln | \mathbf{S}_{00} | - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^r \ln(1 - \lambda_i) \quad (3.8)$$

Finalmente, la prueba de cointegración de Johansen es una prueba de cociente de verosimilitudes que se construye a partir de la función de verosimilitud optimizada (3.8). De la cual, existen dos versiones dependiendo de la hipótesis alternativa:

(I) **Prueba de traza:**

$H_0 : H(r)$ contra $H_a : H(p)$, con estadístico de prueba:

$$\eta_r = 2(l(\hat{\beta}_n) - l(\hat{\beta}_r)) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \text{ para } r = 0, 1, \dots, p-1. \quad (3.9)$$

(II) **Prueba de eigenvalor máximo:**

$H_0 : H(r)$ contra $H_a : H(r+1)$, con estadístico de prueba:

$$\xi_r = 2(l(\hat{\beta}_{r+1}) - l(\hat{\beta}_r)) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}). \quad (3.10)$$

La distribución de los estadísticos η_r y ξ_r bajo la hipótesis de que existen r vectores de cointegración es una función de un movimiento Browniano vectorial. Incluso las distribuciones asintóticas de las estadísticas de prueba no son estándares y dependen de la especificación de los componentes determinísticos. Los valores críticos para las pruebas de *traza* han sido tabulados por Johansen (1988), Johansen y Juselius (1990), Osterwald-Lenum (1992) y Doornik (1998).

La secuencia de pruebas de *traza* constituye un procedimiento consistente para determinar el rango de cointegración. Dado un cierto nivel de significancia, probamos en un primer paso la hipótesis nula $H_0 : H(0)$ contra $H(p)$. Si la prueba no rechaza la hipótesis nula, concluimos que $r = 0$, y por lo tanto, no existen relaciones de cointegración. Ahora bien, si la prueba rechaza la hipótesis nula, concluimos que existe al menos una relación de cointegración. A continuación, probamos en un segundo paso la hipótesis nula $H_0 : H(1)$ contra $H(p)$. Si la prueba no rechaza la hipótesis nula, concluimos que existe una relación de cointegración, es decir, $r = 1$. Si la prueba rechaza la hipótesis nula, examinamos la siguiente hipótesis $H_0 : H(2)$ contra $H(p)$, y así sucesivamente. De esta manera se obtiene una secuencia de pruebas.

Si en esta secuencia, la hipótesis nula $H_0 : H(r)$ no es rechazada y $H_0 : H(r+1)$ sí es rechazada, entonces concluimos que existen r relaciones de

cointegración linealmente independientes. Si en esta secuencia de pruebas no rechazamos $H_0 : H(r)$ para algún r , es útil realizar la prueba de *eigenvalor* máximo $H_0 : H(r)$ contra $H(r + 1)$ para dar robustez a la prueba de traza.

En atención a que las distribuciones asintóticas de las estadísticas de prueba no son estándares y dependen de la especificación de los componentes determinísticos, se recomienda tratar con cautela los componentes deterministas para no alterar los resultados de las pruebas de cointegración. A continuación se presentan los modelos estándares para los cuales la prueba está dispuesta.

Componentes deterministas en el VAR Cointegrado

Los términos determinísticos, como la constante, la tendencia lineal y las variables dummy (indicadoras), juegan un papel crucial tanto en el comportamiento de los datos como en la distribución límite de los estimadores y las pruebas de procesos integrados. Dependiendo de su presencia o ausencia, el sistema puede manifestar tendencias en las tasas de crecimiento, tendencias lineales en los vectores de cointegración, o incluso tendencias cuadráticas en los datos (poco probable en economía).

Particularmente la prueba de cointegración se puede realizar en cinco especificaciones de modelos en los que la forma en que se trata a la constante y la tendencia (restringida o no restringida) generar distintas dependencias en $E(\mathbf{x}_t)$ y $E(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t)$ respecto a t (tendencia lineal, tendencia cuadrática, constante o no constante), ver tabla 3.2.

Tabla 3.2: Términos determinísticos en VAR Cointegrado

Hipótesis	$E[\mathbf{x}_t]$	$E[\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t]$	tendencia	constante
$H_{qt}(p)$	t-cuadrática	t-lineal	no restringida	no restringida
$H_l(p)$	t-lineal	t-lineal	restringida	no restringida
$H_{lc}(p)$	t-lineal	constante	no presente	no restringida
$H_c(p)$	constante	constante	no presente	restringida
$H_z(p)$	cero	cero	no presente	no presente

Para elaborar la idea suponga un modelo VAR cointegrado p -dimensional, de orden autoregresivo uno, $k = 1$, con tendencia lineal y constante, dado por la siguiente ecuación:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\pi} + \boldsymbol{\delta} t + \mathbf{u}_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (3.11)$$

donde $\mathbf{u}_t \sim IN_p(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}_u)$, como $k = 1$ los términos $\boldsymbol{\Phi}_t = \mathbf{0}$.

Ahora bien, sin pérdida de generalidad, los dos $(p \times 1)$ vectores $\boldsymbol{\pi}$ y $\boldsymbol{\delta}$ se pueden descomponer en dos nuevos vectores, de los cuales uno está

relacionado al valor medio de la relación de cointegración, $\beta' \mathbf{x}_{t-1}$ y el otro al valor medio de las tasas de crecimiento de $\Delta \mathbf{x}_t$, tal que:

$$\boldsymbol{\pi} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\gamma} \quad (3.12)$$

$$\boldsymbol{\delta} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\rho} + \boldsymbol{\tau}. \quad (3.13)$$

Sustituyendo 3.12 y 3.13 en 3.11 y asociando términos, tenemos:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha} (\boldsymbol{\beta}' : \boldsymbol{\mu} : \boldsymbol{\rho}) \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{t-1} \\ 1 \\ t \end{pmatrix} + (\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\tau} t) + \mathbf{u}_t. \quad (3.14)$$

Equivalentemente 3.14 se puede escribir como:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta} \\ \boldsymbol{\mu}' \\ \boldsymbol{\rho}' \end{pmatrix}' \mathbf{x}_{t-1}^* + (\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\tau} t) + \mathbf{u}_t, \quad (3.15)$$

donde $\mathbf{x}_{t-1}^* = (\mathbf{x}'_{t-1}, 1, t)'$. El primer sumando de 3.15 describe el espacio de cointegración de \mathbf{x}_{t-1} y los términos de tendencia determinista que lo definen. El segundo sumando muestra los términos deterministas que definen la dinámica de crecimiento de \mathbf{x}_t , es decir de $\Delta \mathbf{x}_t$.

Nótese que como los valores de $\boldsymbol{\mu}$ y $\boldsymbol{\rho}$ se pueden elegir tal que la media de $(\boldsymbol{\beta}^*)' \mathbf{x}_t^* = \mathbf{z}_t$ sea igual a cero (donde $\boldsymbol{\beta}^* = (\boldsymbol{\beta}', \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\rho})'$), el componente de tendencia en (3.15) se puede interpretar como el valor esperado del crecimiento de \mathbf{x}_t puesto

$$E[\Delta \mathbf{x}_t] = \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\tau} t \quad (3.16)$$

Por lo tanto, $\boldsymbol{\gamma} \neq \mathbf{0}$ implica crecimiento constante de las variables \mathbf{x}_t , mientras que $\boldsymbol{\tau} \neq \mathbf{0}$ corresponde a una dinámica de crecimiento lineal y, por lo tanto, \mathbf{x}_t presenta tendencias cuadráticas.

Como *a-priori* no podemos saber si las tendencias deterministas lineales en algunas (o todas) las variables se cancelan o no en las relaciones de cointegración. Todos los componentes determinísticos del modelo VAR se puede expresarse como restricciones lineales y someterse a pruebas estadísticas.

Específicamente, la prueba de rango de cointegración de Johansen $H(r)$ se puede realizar bajo los cinco casos listados en la tabla 3.2. Como se observa, cada caso implica una dinámica distinta en los datos \mathbf{x}_t y en la relación de cointegración $\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t$, ambas determinadas por las restricciones impuestas en de los términos deterministas del VAR. A continuación se revisa brevemente la especificación bajo la cual se realiza la prueba de cointegración $H(p)$.

Caso [$H_{ql}(p)$]. No hay restricciones en $\boldsymbol{\pi}$ ni en $\boldsymbol{\delta}$, por lo que la tendencia y la constante no están restringidas en el modelo VAR. En este caso, como lo muestra (3.16) el modelo supone tendencia lineal en $\Delta \mathbf{x}_t$ y, por

lo tanto, tendencias cuadráticas en \mathbf{x}_t , que no se cancela en la relación de cointegración.⁵

Caso [$H_l(p)$]. En esta especificación $\boldsymbol{\tau} = \mathbf{0}$ y sin restricciones en $\boldsymbol{\gamma}$, $\boldsymbol{\mu}$ y $\boldsymbol{\rho}$. Es decir, la tendencia se limita a estar en el espacio de cointegración, y la constante no está restringida en el modelo. Por lo tanto, como $\boldsymbol{\tau} = \mathbf{0}$ en (3.15) se permite tendencia lineal, pero no cuadrática, en los datos. Si además, $\boldsymbol{\rho} \neq \mathbf{0}$, las tendencias lineales en las variables no se cancelan en las relaciones de cointegración.

Caso [$H_{lc}(p)$]. En esta especificación $\boldsymbol{\delta} = \mathbf{0}$, no hay tendencias lineales en (3.11), y la constante $\boldsymbol{\pi}$ no está restringida. Lo cual hace posible que exista tendencia lineal en los datos, pero no hay tendencias deterministas en ninguna relación de cointegración. Además, como $E[\Delta \mathbf{x}_t] = \boldsymbol{\gamma} \neq \mathbf{0}$ implica tendencias deterministas lineales en las variables pero como $\boldsymbol{\rho} = \mathbf{0}$; las tendencias se cancelan en las relaciones de cointegración. De (3.11) se desprende que $\boldsymbol{\pi}$ representa tanto las tendencias lineales en el DGP como una constante diferente a cero en las relaciones de cointegración.

Caso [$H_c(p)$]. En esta especificación $\boldsymbol{\delta} = \mathbf{0}$ y $\boldsymbol{\gamma} = \mathbf{0}$ pero $\boldsymbol{\mu} \neq \mathbf{0}$ por lo que el término constante está restringido a estar en el espacio de cointegración en (3.15). En este caso, no existen tendencias deterministas lineales en los datos, los únicos componentes determinísticos en el modelo son las constantes en cualquier relación de cointegración, lo que implica que algunos valores esperados de las relaciones de equilibrio son diferentes de cero.

Caso [$H_z(p)$]. En esta especificación $\boldsymbol{\pi} = \mathbf{0}$ y $\boldsymbol{\delta} = \mathbf{0}$, por lo que el modelo excluye todos los componentes deterministas en los datos, así tanto $E[\Delta \mathbf{x}_t] = E[\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t] = 0$; lo que implica que no hay crecimiento y que no hay constante en las relaciones de cointegración .

En la sección 3.1.4 se presenta una prueba de cointegración para situaciones en las que las variables en \mathbf{x}_t son una mezcla de variables I(1) y I(0).

3.1.3. Prueba de causalidad de Granger

Las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, son pruebas cuyo objetivo es establecer evidencia estadística acerca de que determinados coeficientes son o no iguales a cero en una determinada ecuación.

En el caso del modelo VAR Cointegrado,⁶ $x_{2,t}$ no causa en el sentido de Granger a $x_{1,t}$ ($x_2 \nrightarrow x_1$), si $x_{2,t}$ es no significativo en alguno de los vectores

⁵ Antes de modelar con tendencias cuadráticas con datos económicos es preferible averiguar qué indujo este aparente comportamiento y, si es posible, aumentar el conjunto de información del modelo. Lo anterior debido a que según Doornik, Hendry, y Nielsen (1998), la estimación y la inferencia pueden ser poco confiables bajo esta especificación.

⁶ Las pruebas de causalidad de Granger en un modelo en que las variables están cointegradas están incorrectamente especificadas si se realizan exclusivamente con las primeras diferencias de las variables (MacDonald y Kearney (1987)) debido que en tal caso se ignora la información contenida en la relación de cointegración. La omisión del términos

de cointegración que son significativos en la ecuación de la dinámica de $x_{1,t}$, es decir en $\Delta x_{1,t}$, y además ninguno de los términos dinámicos $\Delta x_{2,t}$ es significativo en la ecuación de $\Delta x_{1,t}$.

En modelos multivariados ($p > 1$), no estacionarios y con orden autoregresivo mayor a uno ($k > 1$), no es posible probar la causalidad en el sentido de Granger con metodologías estándares para probar restricciones de igualdad a cero (Pruebas χ^2 o F construidas sobre el principio de las pruebas de Wald) debido a que las propiedades asintóticas de éstos podrían no cumplirse cuando las variables en el sistema son no estacionarias.⁷

Nosotros utilizaremos la metodología de Dolado y Lütkepohl (1996) para establecer la causalidad de Granger entre las variables del modelo con la rutina de JMulTi (Lütkepohl y Krätzig (2004)). Según la cual, el vector de variables endógenas, \mathbf{x}_t , se divide en dos subvectores, $\mathbf{x}_{1,t}$ y $\mathbf{x}_{2,t}$, con dimensión p_1 y p_2 respectivamente, tal que $p_1 + p_2 = p$. Donde, el subvector $\mathbf{x}_{1,t}$ no causa en el sentido de Granger al subvector $\mathbf{x}_{2,t}$ ($\mathbf{x}_1 \nrightarrow \mathbf{x}_2$) si no contiene información para predecirlo.⁸

3.1.4. Prueba de cointegración de límites de Pesaran, Shin y Smith, PSS

Los modelos autoregresivos de rezagos distribuidos, ARDL (AutoRegresive Distributed Lag), son una metodología lineal de series de tiempo en los que las variables dependientes e independientes están relacionadas no sólo contemporáneamente, sino también a través de los valores anteriores de las variables. En particular, si y es la variable dependiente y x_1, x_2, \dots, x_k son k variables explicativas, un modelo lineal de p rezagos para la variable y y con orden autoregresivo q_1, q_2, \dots, q_k para las variables x_1, x_2, \dots, x_k está dado por:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \psi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j} x_{j,t-l_j} + \epsilon_t, \quad (3.17)$$

donde ϵ_t es un término de error tal que $\epsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$, α_0 es un término constante, α_1, ψ_i , y β_{j,l_j} son los coeficientes asociados a la tendencia lineal, a los rezagos de y_t , y a los rezagos de los $x_{j,t}$ para $j = 1, \dots, k$ regresores, respectivamente.

corrector de error puede conducir a conclusiones erróneas.

⁷En Toda y Phillips (1993) se analiza la prueba de causalidad de Granger en el caso de variables no estacionarias y cointegradas.

⁸Esta propiedad se prueba en el VAR con las variables en niveles incluyendo $k + 1$ rezagos, donde k denota el número de rezagos en el modelo VAR que describen el proceso generador de los datos y $\mathbf{\Pi}_{k+1}$ la matriz de parámetros correspondiente al rezago $k + 1$ en el modelo VAR es igual cero.

La prueba de límites de Pesaran, Shin, y Smith (2001) para evaluar la cointegración es una prueba de significancia de los parámetros de largo plazo de las variables en un modelo ARDL para la dinámica intertemporal de Δy_t cuando algunas variables son estacionarias y otras no. Dicho modelo resulta al reparametrizar el modelo autoregresivo vectorial (VAR) para $(y, x_1, x_2, \dots, x_k)_t$ como un modelo corrector de errores (ECM) condicionado a que las variables $x_{j,t}$ para $j = 1, \dots, k$ son débilmente exógenas (ver Banerjee, Dolado, Galbraith, y Hendry (1993)). La ecuación de regresión para el ECM condicionado, es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & a_0 + a_1 t + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3.18)$$

La hipótesis nula y alternativa de la prueba de significancia de parámetros en la relación de cointegración en la ecuación (3.18) son las siguientes:

$$\begin{aligned} H_0 & : b_0 = 0 \quad \text{y} \quad b_j = 0, \quad \forall j \\ H_A & : b_0 \neq 0 \quad \text{ó} \quad b_j \neq 0, \quad \forall j \end{aligned}$$

La estadística de prueba que se utiliza en la práctica es del tipo F o Wald para la hipótesis de significación conjunta H_0 no tiene una distribución estándar. Pesaran et al. (2001) calcularon valores críticos para distintos números de variables independientes k de la distribución asintótica correspondientes a los casos extremos de que todas las variables son puramente $I(0)$ o puramente $I(1)$.

Al igual que la prueba de cointegración de Johansen, la prueba de PSS se puede realizar para cinco especificaciones distintas del modelo que se distinguen dependiendo si los términos deterministas (constante y tendencia) están o no en el término de corrección de errores, $z_{t-1} = y_{t-1} - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t-1}$, que define la relación de cointegración. Lo anterior implica que los parámetros a_0 y a_1 de la ecuación (3.18) son o no restringido a z_t . A continuación se presenta la regresión apropiada en cada caso junto con la relación de cointegración y la hipótesis nula asociada a la prueba.

I. Sin constante y sin tendencia

$$\begin{aligned}
\Delta y_t &= b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} \\
&+ \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \\
z_t &= y_t - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} \\
H_0 &= b_0 = b_j = 0, \quad \forall j
\end{aligned}$$

II. Constante restringida y sin tendencia

$$\begin{aligned}
\Delta y_t &= a_0 + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} \\
&+ \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \\
z_t &= y_t - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} - \frac{a_0}{b_0} \\
H_0 &= a_0 = b_0 = b_j = 0, \quad \forall j
\end{aligned}$$

III. Constante no restringida y sin tendencia

$$\begin{aligned}
\Delta y_t &= a_0 + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} \\
&+ \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \\
z_t &= y_t - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} \\
H_0 &= b_0 = b_j = 0, \quad \forall j
\end{aligned}$$

IV. Constante no restringida y tendencia restringida

$$\begin{aligned}
\Delta y_t &= a_0 + a_1 t + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} \\
&+ \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \\
z_t &= y_t - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} - \frac{a_1}{b_0} t \\
H_0 &= a_1 = b_0 = b_j = 0, \quad \forall j
\end{aligned}$$

V. Constante y tendencia sin restricciones

$$\begin{aligned}
\Delta y_t &= a_0 + a_1 t + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} \\
&+ \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \\
z_t &= y_t - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} \\
H_0 &= b_0 = b_j = 0, \quad \forall j
\end{aligned}$$

El estadístico de la prueba, τ_F , se compara con los valores críticos del límite inferior $\xi_{L,F}$ relativo al caso $\mathbf{x}_t \sim I(0)$, y del límite superior $\xi_{U,F}$ relativo al caso $\mathbf{x}_t \sim I(1)$, donde $\xi_{L,F} < \xi_{U,F}$. Los casos del criterio de decisión se describe a continuación:

- $\tau_F < \xi_{L,F} < \xi_{U,F}$: Aquí no podemos rechazar H_0 cuando \mathbf{x}_t es $I(0)$ o $I(1)$. Por lo tanto, no existe ninguna relación de cointegración entre y_t y \mathbf{x}_t .
- $\xi_{L,F} < \tau_F$: En este caso rechazamos H_0 cuando $\mathbf{x}_t \sim I(0)$. Pero como $\tau_F < \xi_{U,F}$, no podemos rechazar H_0 cuando $\mathbf{x}_t \sim I(1)$, por lo que no se puede concluir sin información del VAR.
- $\xi_{L,F} < \xi_{U,F} < \tau_F$: En este caso rechazamos H_0 cuando \mathbf{x}_t es $I(0)$ o $I(1)$.

Notemos que cuando se rechaza la hipótesis nula, no está claro cuál de las siguientes tres hipótesis alternativas se manifiesta.

H_{A1} : $b_0 = 0$ y $b_j \neq 0$, $\forall j$ en cuyo caso la relación de equilibrio entre y_t y \mathbf{x}_t es completamente absurda.

$H_{A2} : b_0 \neq 0$ y $b_j = 0, \forall j$ en este caso la relación de equilibrio está definida pero es degenerada, esto es, aparentemente estable en el corto plazo pero que a largo plazo se dispersa.

$H_{A3} : b_0 \neq 0$ y $b_j \neq 0, \forall j$ en cuyo caso la relación de equilibrio está bien definida.

Por consiguiente, además de rechazar H_0 es necesario identificar (al menos parcialmente) cuál hipótesis alternativa se manifiesta. Para tal labor, se requiere realizar una prueba para la hipótesis nula:

$$H_{0,t} : b_0 = 0.$$

Dicha prueba sólo existe para las especificaciones de las restricciones deterministas de los casos I, III, y V. En tales casos se utiliza la estadística de prueba de significancia t usual, τ_t , pero su distribución no es estándar. Pesaran et al. (2001) también proporcionan conjuntos de valores críticos límites de $\xi_{L,t} < \xi_{U,t}$ asociados al número k de variables independientes para τ_t , donde $\xi_{L,t}$ y $\xi_{U,t}$ representan los valores para los que $\mathbf{x}_t \sim I(1)$ y $\mathbf{x}_t \sim I(0)$ respectivamente.

La hipótesis nula se rechaza siempre que el valor absoluto de τ_t sea mayor que el valor absoluto del valor crítico asociado al número k de variables independientes y al nivel de significancia elegido. Por lo tanto, hay tres posibilidades a considerar:

1. $|\tau_t| < |\xi_{L,t}| < |\xi_{U,t}|$. En este caso no se rechaza $H_{0,t}$, y considerando que $H_{0,F}$ fue rechazada se debe concluir que la hipótesis alternativa que se manifiesta es $H_{A1,F}$, por lo tanto, una relación de equilibrio entre y_t y \mathbf{x}_t sería absurda.
2. $|\xi_{L,t}| < |\tau_t| < |\xi_{U,t}|$. En este caso rechazamos $H_{0,t}$ cuando $\mathbf{x}_t \sim I(0)$ pero no cuando $\mathbf{x}_t \sim I(1)$, por lo que es posible que las variables de \mathbf{x}_t sean cointegradas entre sí. La prueba no es concluyente en este caso.
3. $|\xi_{L,t}| < |\xi_{U,t}| < |\tau_t|$. En este caso, rechazamos $H_{0,t}$ cuando $\mathbf{x}_t \sim I(0)$ o $\mathbf{x}_t \sim I(1)$. En consecuencia, debemos concluir que la hipótesis alternativa que se manifiesta es $H_{A2,F}$ o $H_{A3,F}$. En cualquier caso, existe una relación de equilibrio, aunque degenerada en el caso de $H_{A2,F}$.

Finalmente es importante remarcar que la metodología de PPS para probar cointegración exige que el modelo ARDL (3.18) esté correctamente especificado para que las pruebas sean estadísticamente válidas, y en los casos que sea posible, para concluir cointegración entre las variables (y, x_1, \dots, x_k) es necesario rechazar ambas hipótesis.

3.2. Vector de corrección de errores estructural, SVEC

Usando terminología de la literatura de ecuaciones simultáneas, el modelo (3.1) es la forma reducida del modelo porque todas las variables del lado derecho son rezagos o deterministas. En el análisis económico frecuentemente es deseable modelar las relaciones contemporáneas entre las variables lo cual se puede hacer estableciendo una forma estructural del modelo.

En el caso de variables no estacionarias y cointegradas, es posible utilizar las propiedades de cointegración para identificar los shocks estructurales del sistema por medio del modelo corrector de errores estructural, en adelante SVEC.

El VECM (en la forma reducida) sin variables exógenas y términos determinísticos dado por la ecuación (3.3) tiene la siguiente forma estructural

$$\mathbf{A}\Delta\mathbf{x}_t = \sum_{l=1}^{k-1} \Phi_l^* \Delta \mathbf{x}_{t-l} + \mathbf{\Pi}^* \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{B}\epsilon_t, \quad (3.19)$$

donde las matrices Φ_l^* con $l = 1, 2, \dots, k-1$ y $\mathbf{\Pi}^*$ son matrices de parámetros estructurales y $\mathbf{u}_t \sim (\mathbf{0}, \mathbf{I})$. Las perturbaciones aleatorias de la forma reducida \mathbf{u}_t están relacionadas a los shocks estructurales mediante $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\epsilon_t$. Las matrices \mathbf{A} y \mathbf{B} son no singulares de orden $(p \times p)$.

El proceso en (3.3) tiene la representación en promedios móviles (MA):

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{\Xi} \sum_{i=1}^t u_i + \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{\Xi}_{t-j}^* u_{t-j} + x_0^*. \quad (3.20)$$

El primer término del lado derecho de la igualdad (3.20) se refiere a las tendencias comunes que impulsan el sistema \mathbf{x}_t . El término medio es integrado de orden cero, donde se asume que la suma es finita y acotada, es decir las matrices $\mathbf{\Xi}^*$ convergen a cero cuando j tiende a infinito, y el término x_0^* contiene los valores iniciales. Así (3.20) descompone las variables contenidas en \mathbf{x}_t en una parte que es integrada de orden uno y una parte que es integrada de orden cero.

Si el rango de cointegración del sistema es r , la matriz $\mathbf{\Xi}$ tiene rango $p - r$ y representa los efectos de largo plazo del pronóstico de los errores de impulso respuesta. Así el sistema presenta $(p - r)$ tendencias comunes y a lo más puede haber r efectos transitorios. Dado que conocemos el rango de cointegración del sistema, sabemos el número máximo de shocks transitorio.⁹

⁹Recordemos que si $\mathbf{x}_t \sim \text{I}(0)$, los efectos de un el shock en las variables del sistema se puede analizar más fácilmente en su representación de medias móviles (MA) de Wold:

$$\mathbf{x}_t = \Phi_0 \mathbf{u}_t + \Phi_1 \mathbf{u}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{u}_{t-2} + \dots,$$

El principal interés está en los residuales de donde se deben identificar las inovaciones estructurales. Bajo el supuesto de que $\mathbf{A} = \mathbf{I}$, buscamos la matriz \mathbf{B} tal que $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}\epsilon_t$ con $\epsilon_t \sim IN(\mathbf{0}, \mathbf{I})$. Sustituyendo esta expresión en las tendencias comunes (primer término de la ecuación (3.20)), tenemos $\Xi\mathbf{B} \sum_{i=1}^t \epsilon_i$. Entonces la matriz de efectos de largo plazo de las inovaciones estructurales está dada por $\Xi\mathbf{B}$, con $\text{rango}(\Xi\mathbf{B})=p-r$. Así r de las inovaciones pueden tener efectos transitorios y $p-r$ deben de tener efectos permanentes. Si hay r shocks transitorios, podemos restringir a cero r columnas de la matriz $\Xi\mathbf{B}$.

La identificación exacta de las inovaciones estructurales requiere $p(p-1)/2$ restricciones independientes, de las cuales conocemos $r(p-r)$ del análisis de cointegración. Específicamente se requieren $r(r-1)/2$ restricciones independientes para identificar los shocks transitorios y $(p-r)(p-r-1)/2$ para identificar shocks permanentes.

La comprobación de los supuestos subyacentes a la forma estructural del modelo VAR típicamente suele realizarse en la forma reducida del modelo, ver sección (3.1).

En este trabajo utilizaremos el modelo SVEC para identificar los shocks del sistema y así poder realizar el análisis de impulso-respuesta mediante la imposición de restricciones a la matriz de efectos a largo plazo $\Xi\mathbf{B}$ y la matriz \mathbf{B} de efectos contemporáneos.

En el siguiente capítulo desarrollaremos los argumentos de teoría económica relativos a la determinación de TCR de largo plazo, dichas hipótesis serán claves en la especificación del modelo estadístico para describir y explicar el comportamiento de esta importante variable económica.

donde $\Phi_0 = I$ y las matrices $\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j}\Pi_j$, $s = 1, 2, \dots$, se pueden calcular recursivamente de los coeficientes de la forma reducida del VAR dado por (3.1). Los elementos (i, j) de las matrices Φ_s , considerados como función de s trazan la respuesta esperada de $x_{i,t+s}$ a un cambio unitario en $x_{j,t}$ manteniendo constante todos los valores pasados de \mathbf{x}_t . Como el cambio en $x_{i,t}$, dado $\{x_{t-1}, x_{t-2}, \dots\}$, se mide con las inovaciones u_{it} , los elementos de Φ_s representan las funciones de impulso respuestas de las variables en \mathbf{x}_t con respecto a las inovaciones \mathbf{u}_t .

En el caso $\mathbf{x}_t \sim I(0)$, $\Phi_s \rightarrow 0$ cuando $s \rightarrow \infty$, entonces el efecto de un impulso es transitorio cuando éste se desvanece en el tiempo.

Aunque en el caso de $\mathbf{x}_t \sim C(d, b)$, la representación de Wold no existe, las matrices impulso respuesta Φ_s se puede calcular igual que en el caso estacionario con las variables integradas en el caso que estemos estimando un VAR, o con las variables en niveles de la forma VAR de un modelo VEC. En este caso Φ_s no converge a cero cuando $s \rightarrow \infty$, por lo que algunos shocks podrían tener efecto permanente.

Capítulo 4

Argumentos teóricos sobre la determinación del TCR de largo plazo

4.1. Participación de los salarios en el valor agregado

Bajo el marco teórico del modelo de determinación de precios y distribución del ingreso de Kalecki (1971) y de la extensión para economías abiertas de dichos modelos en López y Malagamba-Morán (2016), López y Assous (2010) y Blecker (1999) es posible explicar una relación negativa entre el TCR (q) y la participación de los salarios en el PIB de la industria manufacturera (ω), como se expone a continuación.¹

En la teoría de Kalecki, los precios de las empresas (p) están determinados mediante un *mark-up* sobre los costos primos unitarios asociados a los costos laborales y de materia prima ($u = u_L + u_{MP}$) y por el precio promedio de la industria (\bar{p}) según la siguiente ecuación:

$$p = mu + n\bar{p},$$

donde m y n son parámetros positivos que describen la política de la empresa respecto a la determinación de precios y revelan el grado de monopolio (k). Ahora bien, en el contexto de una economía abierta las empresas tienen costos asociados a materias primas importadas, $u_{MP_M}(e) = ep^*(MP_M)$, donde p^* representa los precios internacionales, e denota el tipo de cambio

¹Bajo la formulación teórica de Kalecki suponemos que los precios del sector de las manufacturas se establecen vía *mark-up* sobre los costos primos unitarios y el *mark-up* depende del poder monopólico de las empresas. El supuesto de costos primos unitarios constantes para un cierto intervalo de niveles de producción responde al hecho de que se supone exceso de capacidad en la economía.

nominal y MP_M representa la cantidad de materia prima importada, con lo cual los costos primos unitarios son función del tipo de cambio nominal, $u(e) = u_{MP_M}(e) + u_{MP} + u_L$. Por lo tanto el precio promedio del sector \bar{p} también es función del tipo de cambio nominal:

$$\bar{p}(e) = p^\eta (ep^*)^{(1-\eta)},$$

porque ahora considera los precios de las importaciones, donde p denota el precio que cobra una empresa (y también el precio promedio de los bienes internos, para simplificar) y η es el ponderador en el índice de precios de las mercancías internas. De este modo los precios dependen del tipo de cambio, según la siguiente ecuación

$$p(e) = mu(e) + n\bar{p}(e). \quad (4.1)$$

Por otro lado, la ecuación de la participación de los salarios en el valor agregado (ω) de la teoría de distribución del ingreso de Kalecki está dada por

$$\omega = \frac{1}{1 + (k-1)(j+1)}, \quad k > 1,$$

donde j representa la relación de los costos materiales a salarios. En una economía abierta la participación de los salarios en el valor agregado también se convierte en una función que depende del tipo de cambio debido tanto a que el grado de monopolio, $k(e) = \frac{p(e)}{u(e)}$, como la relación de la cuenta de costos materiales a la cuenta de salarios, $j(e) = \frac{ep^*(MP_M) + (pMP)}{W}$, ahora son función del tipo de cambio. Por lo tanto:

$$\omega(e) = \frac{1}{1 + (k(e) - 1)(j(e) + 1)}, \quad k > 1. \quad (4.2)$$

Es evidente que cuando la moneda nacional de una economía se deprecia (aumenta e) suben los costos de las materias primas importadas, lo que induce que j aumente. El efecto del alza de e sobre el grado de monopolio, k , no es evidente, pero para el caso de la economía mexicana, en López y Malagamba-Morán (2016) se muestra evidencia de que cuando el tipo de cambio se deprecia, el grado de monopolio aumenta, probablemente porque en esas circunstancias los precios de las importaciones competitivas suben y con ello lo hace también el precio promedio (\bar{p}).

En este marco teórico, se puede racionalizar una relación negativa entre (q) y (ω) mediante los dos siguientes planteamientos:

P.1 Supongamos un incremento de los salarios nominales (W) y que el tipo de cambio nominal está dado. Por lo tanto, la participación de los salarios en el valor agregado aumenta como resultado de la disminución

de j . Dado un *mark-up* constante, el aumento de los precios será proporcionalmente menor al aumento de los salarios. A consecuencia del incremento en los precios, y dado el tipo de cambio nominal, el TCR disminuye.

P.2 Supongamos una economía donde se devalúa el tipo de cambio nominal (aumenta e) y además los salarios nominales y el margen de ganancia de las empresas permanecen constantes. Bajo estos supuestos, los costos unitarios primos aumentan en menor proporción que la depreciación, debido a que únicamente aumentan los costos de las materias primas importadas. Dado un *mark-up* constante, el aumento de los precios será proporcionalmente menor al monto de la depreciación. A consecuencia de lo anterior, el TCR también se eleva. La depreciación de la moneda implica una menor participación de los salarios en el valor agregado, ver ecuación (4.2), ya que la relación de la cuenta de costos materiales a la cuenta de costos salariales j aumenta por los mayores costos de materia prima importada.

La demostración analítica del segundo razonamiento es inmediata al considerar la relación de costos materiales a salarios y la participación de los salarios como función del TCR, tal que $j(q) = \frac{q(MP_M) + (MP)}{w}$ y $\omega(q) = \frac{1}{c(j(q))}$. Derivando ambas expresiones respecto a q se obtiene que $dj(q)/dq > 0$, y por lo tanto $d\omega(q)/dq < 0$.

4.2. Productividad laboral

Los modelos de determinación del TCR suelen racionalizar, en el marco de la teoría neoclásica, la relación entre productividad laboral y TCR mediante la hipótesis Balassa (1964)– Samuelson (1964), según la cual un país que experimenta un crecimiento de la productividad laboral en el sector de bienes comerciables, experimentará un crecimiento en los precios de bienes no comerciables que conducirá a la apreciación real de la moneda.² A continuación se describe con mayor detalle el mecanismo del efecto Balassa-Samuelson, B-S en adelante.

4.2.1. Efecto Balassa-Samuelson

Bajo los supuestos de libre competencia internacional, donde sólo existen dos tipos de países; desarrollados (D) y menos desarrollados (LD), y

²Entre los trabajos empíricos desarrollados bajo esta hipótesis de productividad podemos mencionar: Chinn y Johnston (1996), Chinn (1999), Mark (1999), Canzoneri (1999), Choudhri y Khan (2005), Chong, Jordà, y Taylor (2012), entre muchos otros.

dos tipos de mercancías; comerciables (c) y no comerciables (nc). Donde en ambos tipos de países, el único factor de la producción es el trabajo que es perfectamente móvil entre sectores, y donde el salario real ($\frac{w}{p}$) es igual al producto marginal del trabajo (π). Es decir, en cada país $j = D, LD$, y en cada sector $i = c, nc$, el salario real está dado por: $\frac{w_i^j}{p} = \pi_i^j$.

Es fácil ver que la evolución del TCR depende de la evolución de las productividades entre países. En la definición de TCR, dada en (1.1), el índice de precios de cada país (P^i , $i = D, LD$) se descompone como la suma ponderada de los precios en el sector comerciable p_c^i y en el sector no comerciable p_{nc}^i . Tal que, considerando el supuesto de formación de precios neoclásico, $p_i^j = (\frac{w}{\pi})_i^j$, el TCR queda definido en términos de productividades y salarios como:

$$q = e \frac{P^D}{P^{LD}} = e \frac{a(\frac{w}{\pi})_c^D + (1-a)(\frac{w}{\pi})_{nc}^D}{a(\frac{w}{\pi})_c^{LD} + (1-a)(\frac{w}{\pi})_{nc}^{LD}}. \quad (1.1')$$

donde a representa el ponderador de los bienes comerciables en el índice de precios.³

Bajo el supuesto de que la productividad en los bienes comerciables es mayor en los países desarrollados; $\pi_c^D > \pi_c^{LD}$, y en los bienes no comerciables es aproximadamente igual; $\pi_{nc}^D \approx \pi_{nc}^{LD}$. El efecto B-S describe que un incremento de la productividad del sector de mercancías comerciables en el país menos desarrollado (aumento de π_c^{LD}) se traslada a salarios puesto que el precio de éstos se determina en el mercado internacional. Como resultado de la libre movilidad del trabajo al interior del país, en el sector de no comerciables los salarios también aumentarán. Sin embargo, debido a que en este sector la productividad laboral no aumentó, tal incremento salarial representa un incremento en costos que sí se traslada a precios, ya que éstos no están determinados en el mercado internacional. Por lo tanto, el efecto final de un incremento en la productividad laboral de comerciables, es un incremento en el nivel general de precios que apreciar el TCR del país donde aumentó la productividad.

En esta investigación no seguiremos la hipótesis B-S para racionalizar nuestros resultados ya que, como se muestra en la sección 5.3.2, la dinámica de la economía mexicana no se comporta acorde a sus supuestos.

Postulamos, mediante un enfoque kaleckiano, que la relación entre TCR y productividad laboral se da a través de los efectos que las variaciones salariales tienen sobre el cambio tecnológico del capital instalado en las empresas y por tanto, en la productividad laboral. En dicha asociación operan básicamente dos canales de transmisión que llamaremos: *canal de demanda* y *canal tecnológico*. A continuación, se describen ambos efectos.

³Para simplificar, suponemos que ambos países tienen los mismos ponderadores en el índice de precios aunque no tiene por qué ser así.

4.2.2. Enfoques kaleckianos acerca de la relación entre TCR y productividad laboral

En esta sección desarrollamos un enfoque kaleskiano para fundamentar dos canales de transmisión de salarios (participación salarial en valor agregado) a productividad laboral que nos servirá para explicar una relación inversa entre productividad y TCR.

Canal de demanda

De efecto transitorio, el canal de demanda se observa cuando salarios elevados y un TCR relativamente apreciado estimulan la demanda y la producción, véase Caballero U. y López (2012) y López, Sanchez, y Spanos (2011). Sin embargo, las empresas no varían de inmediato su planta de trabajadores ante cambios en la demanda, sino que lo hacen una vez que confirman que los cambios en la demanda son permanentes. A causa de estos hechos, la productividad del trabajo aumenta cuando se intensifica el uso de este factor para satisfacer una mayor demanda. Aunque el incremento de la productividad laboral tiende a desaparecer una vez que los empresarios se aseguran de que el aumento de la demanda es permanente y aumentan su planta de trabajadores.

Para comprender mejor las implicaciones del mecanismo del *canal de demanda* supongamos la situación en la que la demanda y la producción han estado creciendo durante algunos períodos a una tasa ζ , con una productividad del trabajo que aumenta a una tasa φ debido al progreso técnico que eleva la productividad de los trabajadores que usan equipo nuevo. Supongamos que el empleo crece a una tasa σ , tal que $\zeta = \varphi + \sigma$.

Ahora supongamos que en el período t_1 , los salarios y la participación salarial suben repentinamente, induciendo con ello que la demanda y la producción en t_1 crezcan a una tasa ζ_1 (con $\zeta_1 > \zeta$).

La demanda de trabajo también aumenta, pero debido a la mayor intensidad en el uso de la mano de obra, ahora la productividad del trabajo aumenta a una tasa $\varphi_1 = \varphi + \delta$, con $\delta > 0$. El crecimiento “extra” de la productividad del trabajo δ , estimulado por la mayor intensidad con la que se emplea la fuerza de trabajo contratada desaparece cuando la participación salarial se estabiliza porque también se estabiliza la tasa de crecimiento de la demanda y la producción.

En otras palabras, se trata de un fenómeno que aparece una sola vez, que aparece sólo cuando los salarios y la participación salarial se están moviendo hacia arriba o hacia abajo, pero se detiene una vez que se establecen a un nuevo nivel.⁴

⁴La productividad laboral tiende a disminuir ante una disminución de la demanda, lo anterior debido a que los empresarios no despiden trabajadores una vez que perciben una

Canal tecnológico

De efectos de largo plazo, el canal tecnológico se basa en la idea de productividad incremental por mayor composición de capital de la producción y la inversión (Kalecki (1969)). El canal tecnológico, da cuenta del incremento en la productividad laboral que se observa en una economía cuando altos salarios inducen cambios en la composición de la producción y en el uso de técnicas de producción intensivas en capital. Los altos costos salariales hacen relativamente más rentable el uso de tecnologías capital intensivas donde la productividad del trabajo es mayor que la productividad promedio.

En primer lugar, los salarios más altos aumentan la rentabilidad relativa de ambas técnicas (nuevas y existentes) y de las mercancías producidas con métodos de producción intensivos en capital, donde la productividad del trabajo está por encima del promedio.

Para elaborar la idea, nuevamente supongamos la situación en la que la demanda y la producción han estado creciendo durante algunos períodos a una tasa ζ , con productividad laboral creciendo a tasa φ . Supongamos ahora que en el período t_1 los salarios y la participación salarial aumentan.⁵ En consecuencia, las técnicas y los productos de alta intensidad en capital se vuelven más rentables, induciendo que las nuevas inversiones se canalizan a estos sectores. Por lo tanto, en el período t_2 (suponiendo que las ordenes de inversión tienen un periodo de retraso) la productividad del trabajo crece a una tasa promedio de $\varphi + \gamma$, con $\gamma > 0$.

Nótese que este crecimiento “extra” de la productividad laboral no desaparece una vez que la tasa de crecimiento de los salarios se estabilice en su nuevo nivel. La razón por la cual esto es así, es que en cada periodo sólo la generación de equipo cuya vida útil ha expirado es reemplazado por equipo nuevo que incorpora la nueva técnica de capital intensivo, y que se utiliza en los procesos de las ahora más rentables líneas de producción. Por lo tanto γ será positiva, aunque decreciente, hasta que la totalidad del equipo viejo sea sustituido por el nuevo.

En segundo lugar, los salarios más elevados y la mayor participación salarial hacen que el equipo de capital más antiguo, caracterizado por altos costos unitarios y baja productividad de la mano de obra, sea menos rentable y que parte de éste sea sustituido. Por lo anterior, la productividad media del trabajo aumenta para el equipo de capital que aún no se reemplaza.

Por lo tanto, **la relación positiva** esbozada en los párrafos anteriores, **entre incrementos salariales e incrementos de productividad labo-**

disminución de la demanda, sino que los retienen en sus puestos hasta que se aseguran que el cambio observado en la demanda es permanente para reajustar su planta de trabajadores. En este periodo cuando el trabajo está contratado, pero laborando a mediana o baja intensidad su productividad cae.

⁵El siguiente análisis está basado en Kalecki (1969) y Laski (1966).

ral hace plausible observar una relación negativa entre el TCR y la productividad laboral; ya que mayores salarios inducen una mayor participación salarial e incrementos en la demanda, en la inversión y en la productividad laboral, pero como vimos en la sección anterior también aprecian el TCR.⁶

Efecto kaleckiano de productividad a precios

Otra manera de racionalizar la relación entre el TCR y la productividad laboral es mediante el modelo de competencia imperfecta de formación de precios de Kalecki, dado por la ecuación (4.1). Según la cual, las empresas fijan precios aplicando un margen sobre los costos unitarios teniendo en cuenta su poder de monopolio en un contexto de competencia imperfecta.

En este marco analítico, un incremento de la productividad media del trabajo representa una reducción de costos laborales unitarios,⁷ y si el margen de ganancia de las empresas es constante los precios internos disminuyen.

Por lo tanto, si en (1.1''), que describe el TCR en términos de productividades y salarios bajo los supuestos Kalecki, y los precios externos permanecen constantes;⁸ entonces el incremento de la productividad laboral interna se traduce en una reducción de los precios que deprecia (aumenta) el TCR.

$$q = e \frac{p^*}{p} = e \frac{\lambda^* u^*}{\lambda u} = e \frac{\lambda^* \left(\frac{W}{\pi_L}\right)^*}{\lambda \left(\frac{W}{\pi_L}\right)} = e \frac{\lambda^* W^* \pi_L}{\lambda W \pi_L^*}. \quad (1.1'')$$

Este razonamiento esboza una relación positiva entre la productividad laboral y el TCR.

4.3. Diferencia de tasas de interés

Una vasta literatura teórica y empírica ha demostrado que cuando los activos financieros nacionales y extranjeros no son sustitutos perfectos, las diferencias en las tasas de interés provocan movimientos de capital que afectan la oferta de divisas y por lo tanto modifican el tipo de cambio de las

⁶El caso de una disminución salarial es simétrico. El mecanismo esboza que ante una disminución del salario, disminuye la demanda agregada y los incentivos para emplear tecnologías intensivas en capital, con lo cual disminuye la productividad laboral; si la disminución en los salarios es mayor a la disminución de la productividad laboral, también disminuyen los costos y los precios, con lo cual aumenta el TCR.

⁷Es fácil ver tal relación reescribiendo los costos en términos de la productividad media $u_L = \frac{W^* L}{Y} = \frac{W}{\pi_L}$, donde W denota el salario nominal por trabajador, L el nivel de empleo requerido para general el nivel de producción Y y π_L denota la productividad media del trabajo.

⁸Para simplificar y enfatizar el efecto en (1.1'') sólo existen costos laborales.

divisas. Parte de esta literatura tiene como punto de partida alguna versión de la condición de *paridad descubierta de tasas de interés*,

$$E_t(e_{t+k} - e_t) = (i_t - i_t^*), \quad (4.3)$$

donde i_t denota la tasa de interés nominal interna, i_t^* denota la tasa de interés nominal externa, E_t es el operador esperanza matemática al tiempo t y el periodo de madurez de los activos está denotado por $t + k$. Bajo el supuesto de expectativas racionales la ecuación 4.3 se puede escribir como:

$$e_{t+k} - e_t = (i_t - i_t^*). \quad (4.4)$$

La versión en términos reales de la ecuación (4.4) bajo el enfoque Meese y Rogoff (1988) está dada por:

$$q_t = \bar{q}_t - (r_t - r_t^*), \quad (4.5)$$

donde $q_t = e_t \frac{P_t^*}{P_t}$, $r_t = i_t - E_t(\Delta p_{t+k})$ y $r_t^* = i_t^* - E_t(\Delta p_{t+k}^*)$. La ecuación (4.5) establece que el tipo de cambio de paridad de tasas de interés reales está determinado por dos componentes: el diferencial de tasas de interés real de los activos con madurez $t + k$, $dr = r_t - r_t^*$, y la expectativa de la tasa de cambio real en el periodo $t + k$, $E_t(q_{t+k}) = \bar{q}_t$.⁹

En la literatura empírica surgen diferentes especificaciones en los modelos dependiendo de los supuestos que se hagan sobre \bar{q}_t . Si *ex ante* se supone que se cumple la paridad de poder de compra, entonces \bar{q}_t es constante. Si por el contrario, se supone que \bar{q}_t puede cambiar sistemáticamente en el tiempo dependiendo de otras variables que influyen en el comportamiento de largo plazo del TCR, entonces \bar{q}_t tendrá que modelarse.¹⁰ En esta investigación se sigue el segundo planteamiento.

Independientemente del supuesto sobre \bar{q}_t , la ecuación 4.5 esbozan una relación inversa entre el TCR y la diferencia de tasas de interés ($dr = r - r^*$). Por lo que, ante una disminución de la diferencia de tasas de interés, si suponemos que las autoridades monetarias no intervienen en el mercado cambiario, se generará un exceso de demanda de moneda extranjera para invertir en activos denominados en otras monedas (dólares), aumentando así la oferta de moneda nacional (pesos) lo que se traducirá en una depreciación de la moneda interna.

Se puede decir también que existirá una tasa de interés “de equilibrio” (que es distinta de la tasa de equilibrio de Wicksell), que mantendrá los

⁹Un análisis detallado del modelo estructural del cual resulta la ecuación (4.5) se puede consultar en Engel, Mark, West, Rogoff, y Rossi (2007).

¹⁰Por ejemplo, en MacDonald (1998) y en Clark y MacDonald (1999) se utiliza un análisis de determinantes fundamentales (acumulación neta de activos externos, sesgo de productividad y déficit fiscales) para modelar \bar{q}_t .

movimientos internacionales de capital dentro de límites adecuados para el país de que se trata, y que en general será equivalente a la tasa de interés internacional más la tasa esperada de depreciación de la moneda de ese país. Y se sabe, por último, que en el caso de los países cuya moneda “carece de reputación” (Yotopoulos (1996)) la tasa de interés de “equilibrio” deberá también incluir un “riesgo país”.

El análisis empírico para el TCR desarrollado en esta investigación parte de los planteamientos teóricos aquí descritos para especificar un modelo econométrico que sirve de marco para probar las hipótesis de que las variables: participación de los salarios en el valor agregado, productividad laboral en el sector de manufacturas y la diferencia de las tasas de interés determinan el comportamiento de largo plazo del TCR y se relacionan inversamente con el TCR del peso respecto al dólar. En el siguiente capítulo se presenta el análisis empírico.

Capítulo 5

Los determinantes del TCR en México. Evidencia empírica del periodo 1996-2013

5.1. Antecedentes

En el marco del proceso de cambio de fondo de la estrategia económica de México que se inició a mediados de la década de 1980, la participación del Estado en la economía se redujo, y la liberalización de la economía y su integración más plena con la economía mundial se colocaron en el centro de la nueva estrategia de desarrollo nacional. Entre 1985 y 1987 se dismanteló el sistema de protección del mercado interno y en la década de los noventas se consolidaron otros cambios encaminados a acelerar la liberalización de la economía. En 1993 entró en vigor una nueva Ley de Inversión Extranjera que eliminó restricciones para la inversión extranjera establecidas en la Ley de 1973. En 1994, el proceso de apertura comercial del país se consolidó con el acuerdo de reducción de tarifas arancelarias entre EE. UU., Canadá y México mediante el Tratado de Libre Comercio de Norte América. En ese mismo año, se otorgó la autonomía al Banco de México.

Después de un período de caos y estanflación que siguió a una profunda crisis ocurrida en 1982-83 y a una algo menor en 1986, la economía comenzó a crecer a partir de 1987. Sin embargo, a finales de 1994 se produjo una nueva crisis externa y una fuerte depreciación del peso.¹ Ante las fuertes presiones sobre la paridad del peso en el mercado cambiario, la autoridad monetaria mexicana decidió adoptar el régimen cambiario de libre flotación.

¹En 1995 se registró una caída del PIB de 6.3 %, la inflación promedio anualizada fue de 49 %, y la depreciación del tipo de cambio nominal en 1995 fue cercana al 100 %. Para un análisis detallado de las condiciones e implicaciones de la crisis ver Moreno-Brid y Ros (2009) y Dussel Peters (1997).

A partir de 2002 comenzó la transición al uso de la tasa de interés objetivo como instrumento de política monetaria.

En el nuevo contexto económico, las autoridades mexicanas buscaron profundizar el modelo de crecimiento liderado por las exportaciones. Estas últimas efectivamente crecieron con mucha fuerza. Así, México dejó de ser un país con un patrón de comercio basado en exportaciones petroleras,² para convertirse en un país con un sector exportador constituido principalmente por manufacturas, que requieren un porcentaje elevado de insumos importados para su producción.³

A partir de 1996 la economía mexicana se recuperó de la caída del PIB de 6.3 % observada en 1995, logrando una tasa de crecimiento promedio anual de 4.4 % entre ese año y 2001. A la vez, la tasa de inflación observada retornó a niveles de un dígito a partir del año 2000. En este periodo, el TCR se apreció sostenidamente respecto al dólar, a partir del nivel alcanzado en el primer trimestre de 1995 (ver gráficas de la Figura 5.1).⁴ A partir de 2002 y hasta antes del último trimestre de 2008, los niveles del TCR observados fueron estables pero apreciados (Ibarra (2011)). La relativa estabilidad cambiaria del peso fue interrumpida por la crisis financiera global de finales de 2008 e inicio de 2009 cuando se depreció el tipo de cambio nominal y real; en 39 % y 29 % respectivamente, entre el tercer trimestre de 2008 y primero de 2009.

La Figura 5.1 muestra la evolución de las series de tiempo del TCR y los determinantes que hemos propuesto, en el periodo de análisis.

En cuanto a la tasa de interés, en el período de análisis, siguió una tendencia decreciente, interrumpida del segundo trimestre de 1998 al primer trimestre de 1999. En ese lapso dicha tasa se elevó para contener la depreciación del peso debida a la turbulencia financiera a causa de la moratoria rusa, de la disminución de precios del petróleo y de problemas cambiarios de Brasil que amenazaban principalmente a las economías emergentes de América Latina.

En lo que respecta a la distribución funcional del ingreso, la participación de los salarios en el producto del sector de la manufactura ha registrado una caída tendencial de largo plazo después de 1981, año en que alcanzó su mayor

²En 1996, las exportaciones de manufacturas representaban el 83 % del total y sólo el 12 % fueron exportaciones petroleras.

³Los datos de OECD-WTO, Trade in Value Added (TiVA) refieren que para los años de 1995 y 2010, el valor agregado externo (que en su mayoría equivale a bienes intermedios importados) como proporción de las exportaciones brutas de México fueron 27.3 % y 34.4 % respectivamente.

⁴La apreciación real observada entre el primer trimestre de 1995 y el primer trimestre 2002 fue de 42 %, en estos trimestres se observaron las cotizaciones reales máxima y mínima del periodo de estudio. La tasa de depreciación nominal en este mismo periodo fue 54 %.

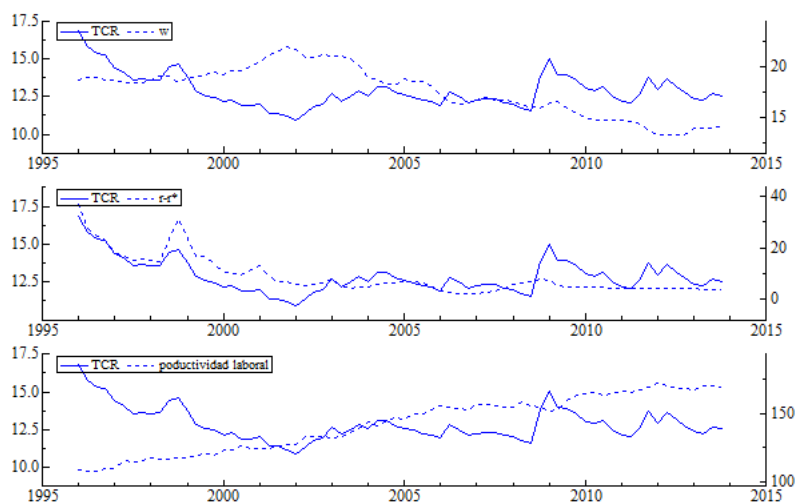


Figura 5.1: TCR del peso respecto al dólar, participación de las remuneraciones del PIB de la industria manufacturera, diferencia de las tasas de interés nominal entre México y EE. UU., y productividad laboral en el sector manufacturera en el periodo de 1996q1 a 2014q4.

nivel.⁵ Para nuestro período de análisis,⁶ observamos un incremento de esa participación de casi 4% entre el cuarto trimestre de 1996 y 2001. En el cuarto trimestre de 2001 la participación de las remuneraciones en el PIB de la industria manufacturera fue de 24%, su nivel más alto del periodo que aquí estudiamos; a partir de entonces ha decrecido de manera sostenida, de tal manera que diez años después la participación fue de sólo 14%.⁷

Finalmente, nuestra tercera variable explicativa, la productividad del trabajo en la industria manufacturera, ha crecido de manera pausada a lo largo del período de análisis, con una tasa de crecimiento promedio anual de 2.8%. Sin embargo, tal crecimiento se ha interrumpido, e incluso revertido, en algunos momentos, acompañando los ciclos descendentes de la evolución del PIB. Por otro lado, la evidencia sugiere que cuando la participación de los salarios en el valor agregado disminuye, la productividad del sector aumenta aunque a una tasa de crecimiento decreciente.

⁵Según datos de OCDE, la caída tendencial de la participación de las remuneraciones en el valor agregado total (Employee compensation by activity, Total, % of gross value added) se dio a partir de 1976 desde un valor máximo de 45%.

⁶La información de la industria manufacturera corresponde a datos de los sectores 31-33 de la clasificación de INEGI.

⁷El porcentaje reducido de la participación de los salarios en el PIB se explica, en parte, por el gran peso del sector informal en la manufactura, y en la economía en su conjunto, ya que en las estadísticas se considera que todo el valor agregado en el sector informal corresponde a excedente de explotación.

En la siguiente sección procedemos al análisis econométrico de los determinantes del TCR del peso respecto al dólar haciendo uso de la metodología de cointegración expuesta en el capítulo 3.

5.2. Resultados del análisis Econométrico

5.2.1. Propiedades econométricas de los datos

El principal objetivo del análisis econométrico, que a continuación se presenta, es modelar la dinámica de largo plazo del TCR e identificar la influencia que ciertas variables que la teoría macroeconómica postula determinan su comportamiento de largo plazo. Así el análisis empírico en el periodo 1996 a 2013 se realizó con datos trimestrales bajo la transformación de logaritmo natural del TCR (q) y tres variables que postulamos como sus determinantes: la participación de los salarios en el PIB de la industria manufacturera (ω), la productividad del trabajo en la industria manufacturera (π) y la diferencia entre la tasa de interés nominal de activos denominados en pesos y en dólares (dr).⁸ Así el vector de series de tiempo a modelar con tamaño de muestra $T = 72$ está dado por:

$$\mathbf{x}_t = (q_t, \omega_t, dr_t, \pi_t)', \quad t = 1996q_1, 1996q_2, \dots, 2013q_4. \quad (5.1)$$

Las gráficas de las series de tiempo se pueden observar en la Figura 5.1. En la primera gráfica se observa una relación negativa entre el TCR y la participación de los salarios. En el periodo 1996-2002, el TCR del peso se apreció y la participación salarial en el PIB de la manufactura aumentó; a partir de entonces dicha relación inversa es menos evidente pero aún observable.

Debido a que las series de tiempo de las variables en (5.1) son potencialmente procesos integrados de primer orden, $\mathbf{x}_{i,t} \sim I(1)$, es posible utilizar esta característica para estimar al menos una combinación lineal de variables no estacionarias que cumpla con ser estacionaria (Engle y Granger (1987)), y que puede interpretarse como relación de equilibrio entre las variables en \mathbf{x}_t .

El orden de integración de las variables fue determinado estadísticamente mediante tres metodologías para probar la presencia de raíces unitarias de las series de tiempo, Dickey-Fuller aumentada; ADF, (Dickey y Fuller (1979)), la Phillips-Perron; PP, (Phillips y Perron (1988)) y la KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, y Shin (1992)). Los resultados de las pruebas, véase la tabla 5.1, ADF y PP indican que a un nivel de 5 % de significancia, las variables son no estacionarias en niveles (la hipótesis nula de raíz unitaria no se rechaza); mientras que sus primeras diferencias son estacionarias (la hipótesis

⁸Para detalles de la base de datos ver Anexo B.1.

nula de raíz unitaria se rechazada). Los resultados de la metodología KPSS rechazan la hipótesis nula de que la serie de tiempo es estacionaria en niveles y no la rechazan para las primeras diferencias de las series, confirmando así las conclusiones de las pruebas ADF y PP acerca de que $\mathbf{x}_t \sim I(1)$. De acuerdo a estos resultados, las variables satisfacen la condición necesaria para el uso de la metodología de cointegración.

Tabla 5.1: **Pruebas de raíces unitarias (constante y tendencia)**

	ADF		PP		KPSS	
	Niveles	Δ	Niveles	Δ	Niveles	Δ
q	-2.7241	-4.3324	-3.4664	-8.5267	0.2307	0.0936
ω	-2.7847	-3.9427	-0.7485	-19.9471	0.1976	0.1380
dr	-2.9513	-5.0108	-2.6365	-5.7497	0.2571	0.0393
π	-0.7273	-7.5869	-2.3350	-13.4235	0.3396	0.0427

Donde Δ denota la primera diferencia de las variables.

Valores críticos al 5% y 1% de significancia para las pruebas:

ADF: -3.41 y -3.96 en R. Davidson y MacKinnon (1993),

PP: -3.473 y -4.090 en MacKinnon (1996),

KPSS: 0.146 y 0.216 en Kwiatkowski et al. (1992).

Para proceder con la metodología de cointegración bajo el enfoque de Johansen, primero estimamos un modelo autorregresivo vectorial de orden k , VAR(k). Hecho esto, comprobamos la validez estadística del modelo estimado realizando pruebas de incorrecta especificación. Una vez que conseguimos una representación estadísticamente válida, realizamos prueba de causalidad de Granger e identificamos la causalidad entre las variables del sistema para justificar que alguna relación de cointegración puede ser normalizada para el TCR. A continuación usamos la metodología de Johansen (1988) para determinar el rango de cointegración. Con el objetivo de identificar las r relaciones de cointegración, utilizamos la reparametrización del modelo VAR(k) en forma de modelo vectorial de corrección de errores, VECM. Finalmente analizamos la interacción dinámica de las variables del sistema con el TCR por medio de un análisis impulso-respuesta estructural basado en el VECM.

5.2.2. Estimación de la relación de largo plazo del TCR

La especificación del VAR que se presenta es aquella que resultó estadísticamente más robusta para nuestras cuatro variables endógenas ($p = 4$) después de explorar con una serie de especificaciones alternativas. Tal especificación incluye término constante, dos rezagos ($k = 2$) determinados mediante los criterios de información HQ (Hannan y Quinn (1979)) y SC (Schwarz

(1978)), y un vector de variables *dummies* de impulso (toman el valor de uno en la observación del año *yy* trimestre q_i , $i = 1, 2, \dots, 4$ y cero en otro caso) dado por $D_t = (D97q_{2t}, D98q_{3t}, D02q_{2t}, D03q_{1t}, D08q_{4t}, D09q_{1t})$, $t = 1, \dots, 72$ para considerar los efectos de observaciones atípicas. Por ejemplo, incluimos $D98q_3$ en consideración del efecto de la crisis de Rusia y $D08q_4$ y $D09q_1$ por el desarrollo de la crisis financiera internacional.⁹

Con el objetivo de que las estimaciones obtenidas con el modelo VAR(2) sean estadísticamente válidas usamos dos versiones de pruebas estadísticas de incorrecta especificación; pruebas univariadas que consideran individualmente los errores estimados de la ecuación, \hat{u}_{it} $i = 1, \dots, 4$ y $t = 1, \dots, 72$, y pruebas multivariadas que consideran de manera conjunta el vector de errores del sistema $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t}, \dots, \hat{u}_{4t})$ $t = 1, \dots, 72$.¹⁰

Se reportan los resultados individuales y conjuntas de las pruebas *Pormanteau* (Porm(*s*)) y *AR1-s* que evalúan la ausencia de autocorrelación de los errores, donde *s* es la longitud entre rezagos a considerar en los coeficientes de autocorrelación. Dos versiones de la prueba de *White* para evaluar la homocedasticidad no condicional; denotadas como *Hetero* y la *HeteroX*, esta última considera términos cruzados de los regresores en la regresión auxiliar de los errores estimados al cuadrado en el estadístico de prueba. La prueba de normalidad basada en el segundo y tercer momento de los errores estimados. La no autocorrelación condicional de los errores al cuadrado se evalúa con la prueba *ARCH1-k* para probar el supuesto de la homocedasticidad de los errores univariados, y con la prueba *RESET23* se evalúa de manera conjunta el supuesto de linealidad en los parámetros del VAR.

Los resultados de las pruebas conjuntas de la tabla 5.2 concluyen que la especificación del modelo VAR(2) evaluado, no rechazan las hipótesis multivariadas del modelo al nivel de significancia de 5%. De los resultados de las pruebas univariadas concluimos que se cumplen los supuestos en los errores de cada ecuación al nivel de significancia de 5%, sólo en tres casos los supuestos se satisfacen al nivel de 4%. Específicamente, en la ecuación de *q*, la distribución normal de los errores no se rechaza al nivel de 4% de significancia y el resto de los supuestos son claramente satisfechos. Los errores estimados de la ecuación *dr*, no muestran evidencia estadística de heterocedasticidad condicional (prueba *ARCH*). Sin embargo, cuando se evalúa el supuesto de homocedasticidad no condicional con la prueba *White* sin considerar los términos cruzados en la regresión auxiliar (*Hetero*), la prueba genera cierta subjetividad, misma que se inclina hacia el cumplimiento del supuesto cuando se evalúa incluyendo dichos términos en la prueba (*HeteroX*). Los errores estimados de la ecuación ω satisfacen el supuesto de no

⁹Las estimaciones econométricas las realizamos con PcGive 14 (Doornik y Hendry (2013)).

¹⁰Para mayor detalle de las prueba de incorrecta especificación aquí mencionadas ver Doornik y Hendry (2013).

autocorrelación con la prueba de *pormanteau* al nivel de significancia de 5 % y con la prueba *ARI-s* al 4 %. Por lo tanto, la validez de los supuestos de nuestra especificación nos permite proceder para evaluar causalidad en sentido de Granger y cointegración de las variables del sistema con congruencia estadística.¹¹

Tabla 5.2: **Pruebas de incorrecta especificación
VAR(2). 1996q1-2013q4**

Pruebas individuales						
Ec.	Porm(9)	AR1-10	ARCH1-4	DNormal	Hetero	HeteroX
	$\chi^2(7)$	F(5,45)	F(4,62)	$\chi^2(2)$	F(16,47)	F(44,19)
q	5.3039 [0.6229]	0.49214 [0.8862]	1.8983 [0.1220]	6.4243 [0.0403]*	1.1521 [0.3393]	0.8565 [0.6740]
ω	13.893 [0.0531]	2.1383 [0.0407]*	1.5449 [0.2003]	1.3085 [0.5198]	1.08 [0.3994]	0.80982 [0.7249]
dr	11.340 [0.1244]	1.9178 [0.0675]	0.94636 [0.4434]	2.1754 [0.3370]	2.1657 [0.0205]*	2.0665 [0.0442]*
π	7.4781 [0.3809]	1.0939 [0.3872]	0.3972 [0.8099]	2.4776 [0.2897]	1.2801 [0.2492]	1.0406 [0.4802]
Pruebas conjuntas						
	Porm(8)	AR1-5	DNormal	ZHetero	ZHeteroX	RESET3
	$\chi^2(96)$	F(80,128)	$\chi^2(8)$	F(64,174)	F(176,66)	F(32,163)
	106.14 [0.2251]	0.82676 [0.8208]	8.0915 [0.4246]	1.3557 [0.0626]	1.1303 [0.2871]	1.316 [0.1373]

Con * y ** se denota que la prueba rechaza H_0 al 95 % y 99 % de confianza.

A continuación, con el objetivo de revisar la precedencia temporal entre las variables de \mathbf{x}_t realizamos la prueba de causalidad en sentido de Granger en el modelo VAR con la metodología de Dolado y Lütkepohl (1996), que es adecuada para modelos VAR con variables no estacionarias y cointegradas.

5.2.3. Causalidad en sentido de Granger

En el caso del modelo VAR cointegrado, la variable $x_{2,t}$ no causa en el sentido de Granger a $x_{1,t}$ ($x_2 \nrightarrow x_1$), si $x_{2,t}$ es no significativo en alguno de los vectores de cointegración significativos en la ecuación de $x_{1,t}$ y además ninguno de los términos dinámicos de $x_{2,t}$ es significativo en la ecuación de $x_{1,t}$.

¹¹ Hendry y Juselius (2001) reconocen que la inferencia estadística de un modelo VAR es sensible a la validez de los supuestos de parámetros constantes, la no correlación serial y la simetría de la distribución de los errores, mientras que la inferencia se mantiene moderadamente robusta al exceso de curtosis (distribuciones de cola pesadas) y heterocedasticidad de los errores. Por lo que recomiendan asegurar especialmente la validez de los tres primeros supuestos.

Los resultados de las pruebas en el modelo VAR, véase tabla 5.3, muestran que a 90 % de confianza el vector de variables que hemos propuesto como determinantes del TCR del peso, (ω, dr, π) , efectivamente causan en sentido de Granger a (q) .¹² De las pruebas de hipótesis también se concluye que la participación de los salarios en el valor agregado de la manufactura (ω) , tiene poder explicativo en el vector (q, dr, π) , y que el vector de variables (q, ω, dr) tiene poder explicativo sobre la productividad laboral en el sector de la manufactura (π) .

La evidencia de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, validan que alguna combinación lineal estable entre las variables en (5.1) sea interpretada como una relación de equilibrio de largo plazo del TCR del peso.

Tabla 5.3: Pruebas de causalidad de Granger en VAR(3) (1996-2013)

Ho: $\mathbf{x}_1 \nrightarrow \mathbf{x}_2$	F-estad/[pval]	Ho: $\mathbf{x}_2 \nrightarrow \mathbf{x}_1$	F-estad/[pval]
$(\omega, dr, \pi) \nrightarrow q$	1.997 [0.068]*	$q \nrightarrow (\omega, dr, \pi)$	1.636 [0.139]
$(q, dr, \pi) \nrightarrow \omega$	0.856 [0.528]	$\omega \nrightarrow (q, dr, \pi)$	3.648 [0.002]***
$(q, \omega, \pi) \nrightarrow dr$	1.347 [0.238]	$dr \nrightarrow (q, \omega, \pi)$	0.985 [0.437]
$(q, \omega, dr) \nrightarrow \pi$	2.728 [0.014]**	$\pi \nrightarrow (q, \omega, dr)$	0.408 [0.873]

Las pruebas de causalidad se realizaron JMULTi en donde, * (** y ***) denota que Ho se rechaza la 10 % (5 % y 1 %) de significancia a partir de la distribución F(6,200).

Del resto de las pruebas de hipótesis reportadas en tabla 5.3 se concluye que la participación de los salarios en el valor agregado de la manufactura (ω) , tiene poder explicativo en el vector (q, dr, π) , y que el vector de variables (q, ω, dr) explican a la productividad laboral en el sector de la manufactura. Ambos resultados resultados son determinantes para explicar la relación de largo plazo entre el TCR y la productividad laboral puesto que ellos implican que la participación salarial es una variable que influye tanto en el TCR como en la productividad, y que la productividad laboral responde a los cambios tanto de la participación salarial como a los del TCR.

¹²Las pruebas de causalidad que realizamos no permiten establecer conclusiones sobre la causalidad entre el TCR y cada una de las variables del sistema de forma separada puesto que las variables en $\mathbf{x}_t = (q_t, \omega_t, dr_t, \pi_t)$ son no estacionarias.

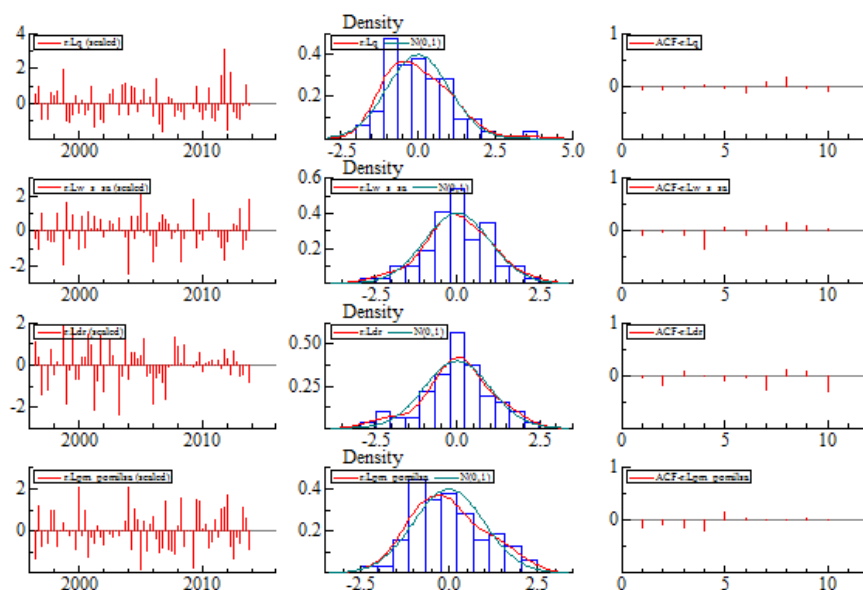


Figura 5.2: Series de tiempo de los errores estimados de las ecuaciones del VAR(2), histogramas y funciones de autocorrelaciones asociadas.

5.2.4. Análisis de cointegración

La prueba estadística para evaluar la cointegración de Johansen (1988) establece como hipótesis nula que a lo más existen r vectores de cointegración, $H(r)$: rango $\leq r$, lo cual implica $p - r$ raíces unitarias, r relaciones de cointegración y que \mathbf{x}_t es no estacionario) contra una hipótesis alternativa general de que existen a lo más p vectores de cointegración, $H(p)$: rango $= p$, lo cual implica que no existen raíces unitarias, \mathbf{x}_t es estacionario). La prueba comienza con la hipótesis nula $H(0)$: rango $= 0$ y termina en la primera hipótesis que resulte no significativa, es decir que no rechace $H(r)$.

Tabla 5.4: Prueba de rango de cointegración

r	$C_{r,0.95}$	η_r	[p-val]	ξ_r	[p-val]	η_r^a	[p-val]	ξ_r^a	[p-val]
0	53.945	86.86	[0.000]**	51.41	[0.000]**	76.94	[0.000]**	45.54	[0.000]**
1	35.07	35.45	[0.045]*	17.8	[0.196]	31.4	[0.122]	15.76	[0.327]
2	20.164	17.65	[0.111]	11.75	[0.208]	15.63	[0.196]	10.41	[0.309]
3	9.142	5.9	[0.205]	5.9	[0.205]	5.23	[0.269]	5.23	[0.268]

Con * y ** se denota que la prueba rechaza $H(r)$ al 95% y 99% de confianza.

^aAjuste del estadístico de prueba de *traza* y máximo *eigenvalor* para muestras pequeñas de Doornik (1998).

De acuerdo a la presencia de tendencia lineal determinista en nuestro conjunto de datos realizamos la prueba de *traza* bajo este supuesto, caso

$H_l(p)$.¹³ Es decir, suponemos término constante sin componentes de tendencia en el VECM (3.3) y en el vector de cointegración β , lo que es consistente con tendencia lineal determinista en los datos que se cancela en la relación de cointegración.

En la tabla 5.4 presentamos los resultados de la prueba, donde se muestra el valor r al que se realiza la prueba, el cuantil al 95% de confianza $C_{r,0.95}$ de la aproximación a la distribución asintótica del estadístico de *traza*, los estadísticos *traza* (η_r y η_r^a) y de *eigenvalor* máximo (ξ_r y ξ_r^a) asociados a $H(r)$ junto con los p -values. El superíndice a indica que los estadísticos están ajustados sobre el tamaño de muestra.

Las cuatro pruebas muestran evidencia estadística suficiente para rechazar la hipótesis de rango de cointegración igual a cero, $H(r = 0)$. La prueba debe continuar evaluando la hipótesis de rango igual a uno, $H(r = 1)$, en este caso, al nivel de significancia de 5% la hipótesis no se rechaza con los estadísticos ξ_1 , ξ_1^a y η_1^a . Por lo tanto, la prueba termina y debemos concluir que las variables son cointegradas con un vector de cointegración, $\mathbf{x} \sim C(1, 1)$.

Sin embargo, el estadístico de *traza* η_1 rechaza la hipótesis $H(r = 1)$ al 5% de significancia puesto que $\eta_1 > C_{1,0.95}$ ($35.45 > 35.07$). Con el propósito de validar la conclusión de $r = 1$, realizamos la gráfica de la prueba de *traza* recursiva de Hansen y Johansen (1999).¹⁴ La Figura 5.3 ilustra la trayectoria temporal del estadístico de *traza* de las hipótesis $H(r)$ para $r = 0, \dots, 4$ en la forma $X(t)$ y $R1(t)$.¹⁵ Observamos que la trayectoria del estadístico de *traza*, en ambas formas de la prueba de hipótesis $H(r = 0)$ es consistentemente mayor a uno y que la trayectoria del valor del estadístico de prueba para la hipótesis $H(r = 1)$ no rebasa el valor unitario, lo cual implica rechazar al 5% de significancia la hipótesis $H(r = 0)$ en favor de $H(r = 1)$.

Por lo tanto concluimos que el rango de cointegración del sistema es uno, $r = 1$, lo cual implica que existe una combinación lineal estable entre las variables de \mathbf{x}_t dada por $\beta' \mathbf{x}_{t-1}$, donde β es el vector de cointegración de dimensión 4×1 . La estabilidad de $\beta' \mathbf{x}_{t-1}$ permite que esta relación sea interpretada como una relación equilibrio de largo plazo entre las variables de \mathbf{x}_t .

¹³La distribución asintótica del estadístico de *traza* asociado a la prueba de rango de cointegración (prueba de *traza*) es sensible a las variables determinista incluidas en el modelo VAR Johansen (1995).

¹⁴Esta gráfica muestra la trayectoria temporal de los valores del estadístico de prueba con tamaño de muestra (t) de las siguientes hipótesis ($H(0), H(1), H(2), H(3), H(4)$). Los valores del estadístico de prueba se presentan reescalados por el valor crítico al 5% de significancia de la distribución del estadístico de *traza* derivado de un modelo sin variables exógenas o dummies. Por lo tanto, trayectorias mayores a la unidad rechazan $H(r)$ en favor de $H(r + 1)$.

¹⁵La prueba de *traza* recursiva se realizó con CATS de RATS (Dennis, Hansen, Johansen, y Juselius (2006)). La forma $R1(t)$ denota el ajuste de los datos por su dinámica de corto plazo, para los detalles ver (Dennis et al. (2006)).

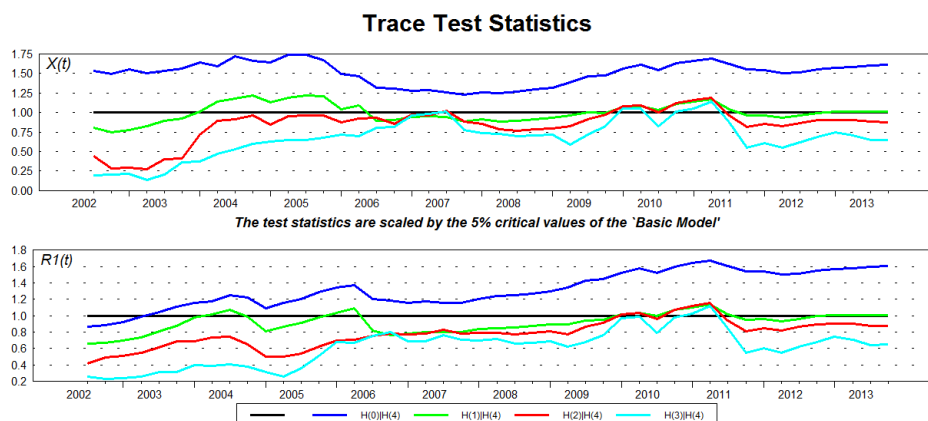


Figura 5.3: Prueba de *traza* recursiva.

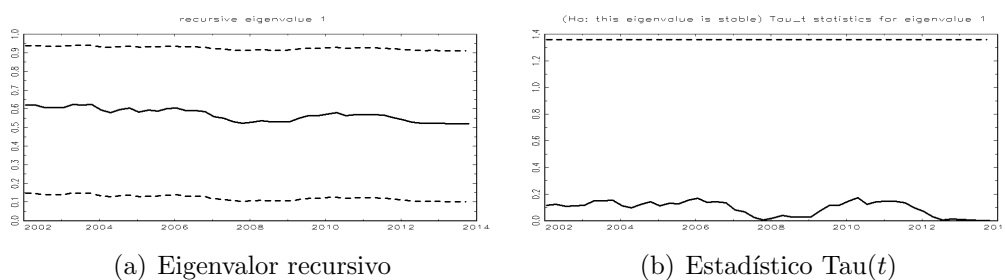


Figura 5.4: Análisis del *eigenvalor* recursivo al 5 % de significancia

La estabilidad del modelo VAR(2) restringido por el rango de cointegración, $r = 1$, en su reparametrización como VECM, fue evaluada con la metodología recursiva de Hansen y Johansen (1999). De la gráfica del *eigenvalor* recursivo (Figura 5.4 (a)), observamos que el valor de *eigenvalor* calculado incrementando el tamaño de la muestra a partir de 2002q1, está dentro del intervalo al 5 % de significancia calculado a partir de la submuestra 1996q3-2001q4. La gráfica del estadístico τ para la hipótesis de estabilidad del *eigenvalor* (Figura 5.4 (b)), tiene una trayectoria menor al valor crítico de la prueba al 5 % de significancia. Así estas pruebas estadísticas no evidencian inestabilidad de los parámetros del modelo.

Considerando que la hipótesis de no causalidad en sentido de Granger del vector de determinantes (ω, π, dr) al TCR (q_t) fue rechazada al 10 % de significancia, el vector de cointegración β se normalizó para la variable q_t para definir una relación de equilibrio de largo plazo del TCR. Antes de proponer una interpretación económica del tipo de asociación que hemos encontrado

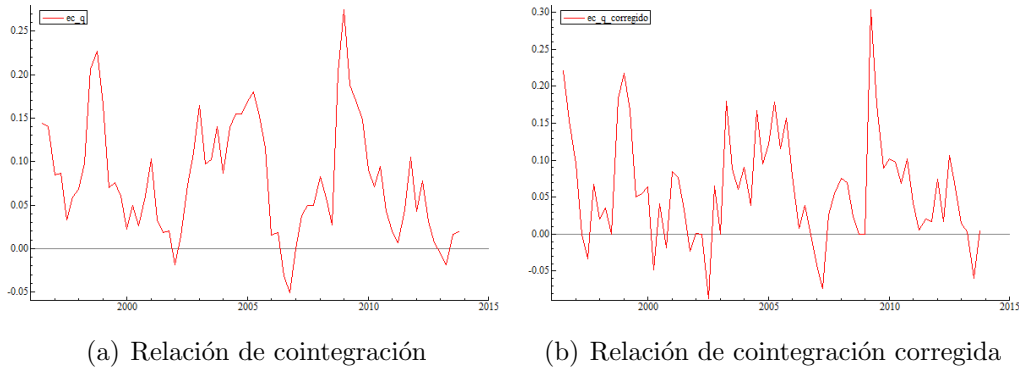


Figura 5.5: Series de tiempo de la relación de cointegración y la relación de cointegración corregida por la dinámica de corto plazo, $\Delta \mathbf{x}_t$.

entre el TCR y sus determinantes en la relación de largo plazo de TCR evaluamos su significancia estadística por medio de pruebas de exclusión sobre el vector de cointegración ($H_0: \hat{\beta}_i = 0$).¹⁶

Los resultados, en la tabla 5.5, nos permiten concluir a un 99% de confianza que las variables reales tienen un efecto estadísticamente distinto a cero en la determinación del TCR de largo plazo del peso, y que el efecto de la diferencia de tasas de interés también es significativo a un nivel de confianza del 90%.

Por lo anterior, la relación de equilibrio del TCR queda definida por la siguiente ecuación:¹⁷

$$q_t = \underset{\text{(p-val)}}{9.53} - \underset{\text{(0.0004)}}{0.93} \omega_t - \underset{\text{(0.0005)}}{1.0} \pi_t - \underset{\text{(0.006)}}{0.11} dr_t, \quad (5.2)$$

En la ecuación (5.2) cada coeficiente β_i estimado se puede interpretar como la elasticidad de largo plazo del TCR del peso respecto a:

- la participación salarial del PIB de la industria manufacturera es negativa, con un valor de -0.93. Esto es, cuando la participación salarial aumenta (disminuye) en 1% el TCR se reduce (eleva) en 0.9%, manteniendo todo lo demás constante.
- la productividad laboral en la manufactura mexicana es igualmente negativa, con un valor de -1.0.

¹⁶Las pruebas de exclusión y débil exogeneidad se realizaron condicionadas por el orden de cointegración del sistema, es decir $r = 1$. El estadístico de la prueba del cociente de verosimilitudes LR (likelihood ratio) se distribuye asintóticamente como χ^2 con un grado de libertad.

¹⁷Realizamos pruebas de raíces unitarias, ADF, PP y KPSS, a la serie de tiempo definida por la relación a largo plazo, todas nos llevan a concluir que la relación es $I(0)$.

- la diferencia de tasas de interés entre activos denominados en pesos y dólares, es también negativa, con un valor de -0.11. Esto implica que por cada 1 % de variación de la diferencia de rendimiento se generaron movimientos de capital que afectaron el TCR del peso respecto al dólar en -0.11 %.

Tabla 5.5: **Pruebas de exclusión del vector de cointegración**

	β_q	β_ω	β_{dr}	β_π	<i>constante</i>
$\hat{\beta}'$	1	0.93318	0.1119	1.0065	-9.5376
Ho: $\hat{\beta}_i = 0$ [p-val]		[0.0005]**	[0.0663]	[0.0058]**	[0.0004]**

Con * y ** se denota significancia al nivel de 5 % y 1 %

5.2.5. Análisis de la exogeneidad de los determinantes del TCR

Como se expuso en el capítulo 3, la reparametrización del modelo VAR(2), restringido a $r = 1$, como un VECM dado por la ecuación (3.3) permite descomponer la matriz de impactos de largo plazo en dos vectores, $\mathbf{\Pi} = \mathbf{\alpha}\mathbf{\beta}'$. Los coeficientes $\hat{\alpha}_i$ frecuentemente se interpretan como la velocidad de respuesta de la variable i ante desviaciones de largo plazo del TCR. Aunque una mejor interpretación del coeficiente α_i es el “peso” de los desequilibrios del TCR respecto a su nivel de largo plazo en el crecimiento de la variable i . De modo que si algún coeficiente $\hat{\alpha}_i$ resulta no significativo quiere decir que los desequilibrios de largo plazo definidos por el vector $\hat{\beta}$ son débilmente exógenos para la variable i .

La tabla 5.6 reporta los coeficientes del vector $\hat{\alpha}$ y los p -values de las pruebas de exogeneidad débil respecto a la relación de largo plazo del TCR, Ho: $\alpha_i = 0$. En nuestro caso, las pruebas muestran evidencia estadística suficiente para rechazar la hipótesis de débil exogeneidad a un nivel de significancia de 1 %, del TCR, la diferencias de tasas de interés y la productividad laboral del sector manufacturero. La prueba no se rechaza para la participación salarial. Lo anterior significa que la productividad laboral, la diferencia de tasas de interés y el propio TCR, se ajustan a las variaciones de la relación de largo plazo del TCR, pero la participación salarial no.

La interpretación de los coeficientes del vector $\hat{\alpha}$ como velocidades de ajuste de las variables ante las desviaciones del equilibrio de largo plazo TCR, nos permite concluir que las variables financieras, esto es la diferencia de tasas de interés y el propio TCR, se ajustan con mayor rapidez, mientras que la productividad del trabajo se ajustan más lentamente. Este resultado sugiere que es válida, para el caso aquí estudiado, una hipótesis frecuente en

Tabla 5.6: Pruebas de débil exogeneidad

	α_q	α_ω	α_{dr}	α_π
$\hat{\alpha}'$	-0.16839	-0.043961	-0.64427	0.073668
Ho: $\hat{\alpha}_i = 0$, [p-val]	[0.0000]**	[0.1206]	[0.0006]**	[0.0000]**

Con * y ** se denota significancia al nivel de 5 % y 1 %

estudios macroeconómicos, según la cual las variables financieras tienden a ajustarse con mayor velocidad que aquellas reales. Mientras que la participación de los salarios en el valor agregado de la manufactura no se ajusta a las variaciones de largo plazo del TCR.

Este último resultado significa, en términos económicos, que ante una depreciación real del tipo de cambio del peso, la participación de los salarios en el PIB de la manufactura disminuirá, y debido a la exogeneidad débil de la participación salarial, los ajuste del TCR a los niveles de largo plazo no se trasladan a la participación de los salarios. Así, aunque es claro que una depreciación del peso y la consiguiente alza de precios provocan un deterioro de la participación salarial. En periodos (posteriores) cuando se aprecia el peso, la participación salarial podría no aumentar; o en todo caso lo hace muy lentamente.

5.2.6. VECM del TCR

En la reparametrización del VAR en forma de VECM, podemos identificar la dinámica de ajuste de corto y largo plazo, por medio de los rezagos de las diferencias de las variables y por el término corrector de error (CI), respectivamente.

La ecuación que define el crecimiento del TCR en el modelo VECM una vez que fueron eliminados los parámetros que resultaron estadísticamente no significativos (errores estándar en paréntesis) está dada por:¹⁸:

$$\begin{aligned}
 \Delta q_t &= -0.093 \Delta q_{t-1} - 0.395 \Delta \omega_{t-1} - 0.174 \text{CI}_{t-1} \\
 (ee) & \quad (0.086) \quad (0.149) \quad (0.03) \\
 &+ 0.065 \text{D03q1}_t + 0.098 \text{D98q3}_t + 0.164 \text{D08q4}_t \\
 & \quad (0.025) \quad (0.027) \quad (0.025) \\
 &+ 0.138 \text{D09q1}_t, \\
 & \quad (0.029)
 \end{aligned} \tag{5.3}$$

$$\text{CI}_t = q_t + 0.93\omega_t + 0.11dr_t + 1.0\pi_t - 9.53. \tag{5.4}$$

¹⁸El resto de las ecuaciones del VECM considerando la relación de cointegración dada en (5.4) se presenta en el anexo C.1.2.

En la ecuación (5.3) se observa que el ajuste del corto plazo del TCR sólo responde a variaciones de la participación salarial, con coeficiente de ajuste de -0.4. Lo cual significa que existe un mecanismo de corto plazo mediante el cual se gana competitividad a través de la disminución de la participación de los salarios en el valor agregado de la manufactura.

No aparecen estadísticamente significativos los efectos de corto plazo del diferencial de tasas de interés y de la productividad que *a priori* pensaríamos que deberían ser distinto a cero. Al respecto del efecto de las variaciones de la diferencia de tasa de interés, se puede argumentar que los flujos de capital no responder sistemáticamente a los diferenciales de tasas de interés entre activos denominados en pesos y dólares. Respecto a la no significancia del efecto de la productividad laboral en el corto plazo, es probable que el ajuste en costos y precios por parte de las empresas tarde más de dos trimestres en reflejarse en el TCR, de aquí su efecto sea no significativo.

No obstante, en el largo plazo cada una de las variables del vector (ω, dr, π) son significativas en la determinación de la relación estable del TCR dada por (5.2), de hecho después de un trimestre el TCR corrige 17% de alguna desviación de su nivel de largo plazo.

5.2.7. Interacción dinámica del TCR

Para analizar las interacciones dinámicas del TCR y sus determinantes, continuamos con un análisis estructural basado en el VECM de nuestro sistema de cuatro variables ($p = 4$), con un rezago de las diferencias de las variables y rango de cointegración igual a uno ($r = 1$). Específicamente, utilizaremos un análisis impulso respuesta estructural considerando restricciones de largo plazo.

El vector de shocks estructurales del modelo está dado por

$$\boldsymbol{\epsilon}_t = (\epsilon_{qt}, \epsilon_{\omega t}, \epsilon_{dr t}, \epsilon_{\pi t})'. \quad (5.5)$$

Para identificar exactamente los parámetros de la matriz \mathbf{B} en el modelo (3.20), necesitamos seis $(p(p - 1)/2 = 6)$ restricciones linealmente independientes.

Del análisis de cointegración sabemos que existe una combinación lineal de las variables en $\mathbf{x}_t = (q_t, \omega_t, dr_t, \pi_t)'$ que es estable ($r = 1$), y que representa el equilibrio de largo plazo del TCR dado por (5.2). Lo cual indica que las perturbaciones estructurales del TCR (ϵ_{qt}) no tienen efectos de largo plazo en las variables incluidas en \mathbf{x}_t (ver sección 3.2). Por lo tanto, el sistema presenta $r = 1$ shocks con efectos transitorios y $p - r = 3$ shocks con efectos permanentes. Por esta razón, en la matriz $\boldsymbol{\Xi}\mathbf{B}$; definida en la sección 3.2, restringimos a cero el efecto de largo plazo de ϵ_q sobre cada una de las variables, es decir $(\mathbf{B})_{i,1} = 0$, para $i = 1, 2, \dots, 4$. Con lo cual hemos impuesto $r(p - 1) = 3$ restricciones linealmente independientes.

Para identificar los efectos permanentes es necesario imponer tres restricciones adicionales $((p-r)(p-r-1)/2 = 3)$. El supuesto de largo plazo que consideramos es que la productividad sólo responde a shocks tecnológicos, entonces $(\Xi\mathbf{B})_{4,j} = 0 \quad j = 1, 2, 3$.

El último supuesto que hacemos para la identificación exacta es una restricción contemporánea dada por $(\mathbf{B})_{32} = 0$. Es decir, suponemos que un shock de la participación de los salarios en el PIB de la industria manufacturera (ϵ_ω) no afecta en el impacto a la diferencia de tasas de interés.

Los resultados de la estimación de la matriz de impactos contemporáneos \mathbf{B} y la matriz de impactos de largo plazo $\Xi\mathbf{B}$ se muestran en (5.6) y (5.7) respectivamente.¹⁹ Los números en paréntesis son los estadísticos de prueba de significancia individual.²⁰

$$\mathbf{B} = \begin{pmatrix} 0.015 & -0.013 & -0.007 & 0.014 \\ (4.98) & (-2.35) & (-1.59) & (3.40) \\ 0.004 & 0.019 & -0.005 & 0.000 \\ (1.66) & (5.43) & (-1.34) & (0.07) \\ 0.059 & 0.000 & 0.093 & 0.050 \\ (4.13) & () & (5.18) & (2.08) \\ -0.007 & -0.006 & 0.002 & 0.006 \\ (-4.21) & (-3.01) & (0.97) & (3.64) \end{pmatrix} \quad (5.6)$$

$$\Xi\mathbf{B} = \begin{pmatrix} 0 & -0.023 & -0.012 & -0.011 \\ (-3.54) & (-1.97) & (-1.19) & \\ 0 & 0.028 & -0.005 & -0.004 \\ (3.95) & (-0.71) & (-0.44) & \\ 0 & -0.031 & 0.150 & -0.034 \\ (-0.90) & (4.36) & (-0.77) & \\ 0 & 0 & 0 & 0.018 \\ & & & (3.93) \end{pmatrix} \quad (5.7)$$

Los elementos del primer renglón de la matriz \mathbf{B} en (5.6) describen la estimación puntual de los efectos contemporáneos sobre el TCR de shocks del TCR ϵ_q (elemento \mathbf{B}_{11}), de la participación salarial de la manufactura ϵ_ω (elemento \mathbf{B}_{12}), de la diferencia de tasas de interés ϵ_{dr} (elemento \mathbf{B}_{13}) y de la productividad laboral ϵ_π (elemento \mathbf{B}_{14}). Análogamente los elementos del primer renglón de la matriz $\Xi\mathbf{B}$ en (5.7) son las estimaciones de los efectos de largo plazo sobre TCR.

Nuestras estimaciones de la matriz de efectos de largo plazo, en (5.7), advierten que shocks de la participación salarial, de la diferencia de tasas de interés y de la productividad laboral, tienen efectos negativos sobre el TCR en el largo plazo. Estos resultados confirman la relación negativa entre el

¹⁹La estimación se realizó en JMulTi.

²⁰Valores de t calculados con el error estándar obtenido con el método de bootstrap con 1000 replicaciones.

TCR y sus determinantes en el largo plazo que obtuvimos en el análisis de cointegración.

Para dar cuenta de los efectos dinámicos sobre el TCR, usamos la estimación de \mathbf{B} en (5.6) para calcular la respuesta a los shocks estructurales de la participación salarial, de la diferencia de tasas de interés y de la productividad laboral. En la Figura 5.6 se muestran las gráficas. La primera gráfica de la Figura 5.6 muestra que una perturbación positiva (un incremento) de la participación salarial en el PIB de la manufactura genera un efecto contemporáneo significativo de signo negativo en TCR. Durante los siguientes 12 periodos, dicho efecto negativo aumenta hasta alcanzar el nivel de largo plazo. Ambos efectos resultan significativos al 95 % de confianza de acuerdo a pruebas de significancia basadas en los valores de la distribución t reportados en (5.6) y (5.7).

La segunda gráfica de la Figura 5.6, describe el efecto sobre el TCR de un shock positivo de la diferencia de tasas de interés entre activos denominados en pesos y en dólares. El efecto instantáneo, estadísticamente significativo (valor de t mayor a 1.65), implica una apreciación del TCR. Un periodo después el efecto negativo se revierte sin recuperar su nivel inicial, para continuar su trayectoria negativa hasta alcanzar su nivel de largo plazo.

El efecto de un shock positivo de la productividad laboral en la industria manufacturera se muestra en la gráfica de la derecha de la Figura 5.6. El efecto contemporáneo es positivo y estadísticamente distinto a cero (valor de t mayor a 1.65), lo que indica una depreciación real debida a un incremento de la productividad laboral. En los siguientes periodos; 18 aproximadamente, el impacto positivo inicial va disminuyendo gradualmente hasta alcanzar su nivel de largo plazo que implica una apreciación real ante una perturbación positiva de la productividad.²¹ El hecho de que $\Xi\mathbf{B}_{14} \neq 0$, significa que un shock de la productividad laboral provoca en el TCR un efecto permanente, y negativo, que no se puede ignorar.

Las perturbaciones de la participación salarial y de la diferencia de tasas de interés tienen el efecto esperado sobre el TCR que habíamos advertido de acuerdo a nuestros planteamientos teóricos.

En el caso un shock en la productividad laboral, el efecto de largo plazo es negativo que va de acuerdo a lo esperado teóricamente. Sin embargo, el efecto positivo inicial, podría deberse a un incremento en productividad tiende a disminuir costos y precios que deprecian el TCR. Según se observa en la Gráfica 5.6 dicho efecto es positivo únicamente por 4 periodos.

Concluimos el estudio empírico analizando la descomposición de la varianza del TCR. Tales estimaciones muestran la contribución relativa de cada

²¹ Aunque el valor de t de $\Xi\mathbf{B}_{14}$ es relativamente pequeño, el efecto de ϵ_π sobre q , es significativamente distinto a cero puesto que la prueba de hipótesis $H_0: \Xi\mathbf{B}_{14} = 0$ evaluada mediante la prueba LR de sobre-identificación se rechaza al nivel de significancia de 5 % ($LR = 10.7447$ con $p\text{-val}=0.0010$ y LR se distribuye χ^2 con un grado de libertad.)

SVEC Impulse Responses

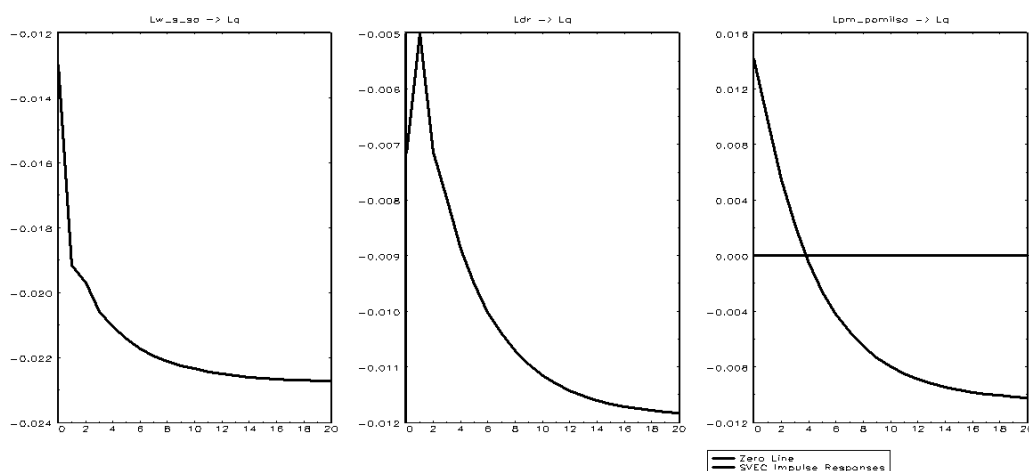


Figura 5.6: Respuesta del TCR q a shocks de ϵ_ω , ϵ_{dr} y ϵ_π . Horizonte de 20 periodos.

perturbación al pronóstico de la varianza del error en cada horizonte pronosticado. De acuerdo a nuestras estimaciones, presentadas en la tabla 5.7, en el pronóstico a un trimestre los shocks del propio TCR tiene la mayor importancia relativa, de 36 %, mostrando un fuerte componente inercial. En un horizonte temporal de un año, los perturbaciones de la participación salarial en el sector de la manufactura tienen la mayor capacidad explicativa, seguidas en importancia por los shocks de TCR, la productividad laboral y la diferencia de tasas de interés, con participaciones relativas de 18 %, 14 % y 8 % respectivamente.

Tabla 5.7: **Descomposición de la varianza del TCR**

<i>horizonte</i>	Contribución relativa			
	q	ω	dr	π
1	0.36	0.26	0.08	0.30
4	0.18	0.59	0.08	0.14
8	0.10	0.69	0.12	0.08
12	0.06	0.71	0.14	0.08
20	0.04	0.70	0.16	0.10
24	0.03	0.70	0.17	0.11
32	0.02	0.69	0.17	0.12

De los análisis aquí desarrollados, se puede inferir que la participación salarial es una variable con incidencia en el comportamiento de largo plazo

del TCR, al ser la variable cuyas perturbaciones tienen mayor peso en la variabilidad de largo plazo del TCR, al rededor del 70 % después de 3 años.

En congruencia con lo que Stockman (1987) argumentó, respecto a que a los cambios de largo plazo del TCR se deben a shocks reales. En el caso del TCR del peso a largo plazo; por ejemplo a 5 años, los shocks de variables reales explican 80 % de la varianza del TCR del peso y 20 % por factores financiero.

5.3. Lecciones económicas de las estimaciones econométricas

La ecuación (5.2) muestra el equilibrio de largo plazo de las variables (q, ω, dr, π) . Sin embargo antes de dar cualquier interpretación económica es conveniente analizar dos preguntas. La primera: ¿quiere esto decir que para saber cómo se modifica el TCR, q , cuando cambian las variables que lo determinan (ω, dr, π) basta con derivar (5.2) respecto de la variable correspondiente? La segunda: ¿Cómo se recupera el equilibrio cuando la modificación de alguna de las variables debido a un choque provoca una ruptura del equilibrio?

Respecto de la primera pregunta, la respuesta es negativa. La ecuación (5.2) indica una relación de equilibrio de largo plazo. Esto es, qué valor tomará, en el largo plazo, q , si las variables del lado derecho de la ecuación toman tales o cuales valores. Así por ejemplo, esta ecuación indica que si la participación es más baja, el TCR será más alto, para un nivel dado de las otras variables. No puede usarse para examinar los procesos dinámicos involucrados. Es decir, esta ecuación **no nos dice** que si cae la participación salarial, el tipo de cambio subirá **sin que cambien las otras variables**.

Respecto de la segunda pregunta, son las ecuaciones dinámicas del VECM las que permiten entender la secuencia de cambios que sigue al cambio original en alguna de las variables del lado derecho de (5.2). Al respecto hay aquí dos cuestiones involucradas. Está por un lado la mecánica de los cambios, esto es la secuencia desde una situación hacia otra. Y están también los procesos económicos que están detrás, y explican esos cambios. Para hacer más claro el razonamiento, conviene discutir por separado ambas cuestiones.

A continuación se procede con el análisis económico de los resultados econométricos considerando las presiones anteriores y los planteamiento teóricos del capítulo 4.

5.3.1. Efecto participación salarial

El análisis del efecto de la participación salarial se realizará en dos subperiodos debido al cambio de tendencia que ambas variables presentaron,

véase gráfica 5.1.

En el periodo 1996-2001, el planteamiento P.1 permite entender la relación negativa de largo plazo entre el TCR y la participación de los salarios en el PIB de la manufactura. Durante este periodo, la participación de las remuneraciones laborales en el PIB de la industria manufacturera aumentó de 20 % a 24 %. Nosotros argumentamos que este incremento de 20 % se explica por la reducción de la relación costos materiales a salarios j debida al incremento de la masa salarial en el sector de la manufactura. Al mismo tiempo las empresas que venden en el mercado interno enfrentaron mayores costos de materia prima importada, a causa de la depreciación del peso de 18 %. Tales incrementos en los costos fueron trasladados a los precios, dando como resultado una mayor tasa de inflación que de depreciación del peso, y por lo tanto, una apreciación real del peso de 27 %.

La relación negativa observada entre el TCR y ω observada entre 2002 y 2013 se puede interpretar con base en el planteamiento P.2. En este periodo el peso se depreció 28 %, en tanto que el Banco de México procuró controlar la inflación para mantenerla por debajo del límite superior establecido de 4 %. Como resultado de lo anterior el TCR aumentó en 5 %. Los salarios nominales permanecieron relativamente constantes, con lo cual la participación salarial disminuyó 37.6 %, debido al alza de la razón de costos materiales a salarios j .

Nuestro modelo estima la elasticidad de largo plazo del TCR respecto ω en 0.9 %, esto indica que manteniendo todo lo demás constante (productividad laboral, precios externos y tipo de cambio nominal), cuando la participación salarial disminuye en 1 % el TCR de largo plazo se deprecia 0.9 %.

Del análisis de la ecuación Δq dado por (5.3), identificamos que existe un mecanismo de corto plazo mediante el cual se gana competitividad a través de la disminución de la participación de los salarios en el valor agregado de la manufactura.

Finalmente, la exogeneidad débil de la participación salarial a los desequilibrios de largo plazo del TCR indican que, por ejemplo, ante un alza del TCR del peso, y un alza de los precios internos, si los salarios nominales no crecen la participación de los salarios en el PIB de la manufactura disminuirá, y debido a la exogeneidad débil de la participación salarial, los ajustes del TCR a los niveles de largo plazo no se trasladan a la participación de los salarios. Así, aunque es claro que una depreciación del peso y la consiguiente alza de precios provocan un deterioro de la participación salarial, en periodos (posteriores) cuando se aprecia el peso, la participación salarial podría no aumentar; o en todo caso lo hace muy lentamente.

5.3.2. Efecto productividad laboral

La asociación negativa entre las variaciones porcentuales de la productividad laboral en la manufactura π y el TCR estimada en (5.2) se ha encontrado también en otros estudios y suele ser explicada mediante el llamado efecto Balassa-Samuelson. Sin embargo, aquí no seguiremos este enfoque porque en el caso de la economía mexicana no encontramos evidencia empírica que apoye una de las hipótesis de dicho efecto.

Sin ser el objetivo la investigación explicar el comportamiento de los precios relativos de las mercancías no comerciables $\left(\frac{p_{nc}}{p_c}\right)$,²² el análisis estadístico del periodo 1996-2011 muestra,²³ contrario a una de las hipótesis del efecto Balassa-Samuelson, que existe una asociación negativa de largo plazo entre los precios relativos y la tasa de crecimiento de la productividad laboral relativa entre México y EE. UU. en el sector de la manufactura $\Delta\pi$, dada por la siguiente relación:

$$\frac{p_{nc}}{p_c} = 128.5 - 2.3\Delta\pi - 1.6\Delta pibM - 1.9q \quad (5.8)$$

(0.0) (0.073) (0.273) (0.083)

(p-val)

Como se recordará, según la hipótesis Balassa-Samuelson, cuando aumenta la productividad en la producción de las mercancías comerciables (manufacturas) aumentan los salarios de este sector, y por el supuesto de libre movilidad interna del trabajo, también deben aumentar los salarios en el sector de no comerciables. De tal manera que el incremento en costos en el sector de no comerciables se traspa a los precios generando un aumento de los precios relativos de no comerciables respecto a los comerciables. La ecuación (5.8) muestra que en México entre 1996 y 2011, **no se verifica** el mecanismo supuesto, al contrario, aquí encontramos una relación negativa de largo plazo entre precios relativos no comerciables y la tasa de crecimiento de la productividad laboral relativa entre México y EE. UU. en el sector de la manufactura.

Por lo anterior, la relación negativa entre la productividad laboral y el TCR de largo plazo dada por la ecuación (5.2) se explicará haciendo hinc-

²²Las variables *proxi* utilizadas en la ecuación (5.8) para los precios relativos $\left(\frac{p_{nc}}{p_c}\right)$ fueron el deflactor del PIB de la actividad terciaria para los precios de mercancías no comerciables p_{nc} , y el deflactor del PIB de la manufactura para precios de mercancías comerciables p_c . Las variables $\Delta pibM$ y q denotan la tasa de crecimiento trimestral del PIB constante de la manufactura de México y tipo de cambio del peso respecto al dólar respectivamente.

²³La relación de largo plazo entre precios relativos y tasa de crecimiento de la manufactura $\Delta\pi$ se estimó con la metodología de Pesaran et al. (2001), ya que las pruebas de raíces unitarias ADF concluyen que $\left(\frac{p_{nc}}{p_c}\right) \sim I(1)$ y $\Delta\pi \sim I(0)$. Los detalles del análisis econométrico se pueden consultar en el anexo C.1.4.

pié en los cambios que la participación salarial ejerce sobre la dinámica del crecimiento de la productividad laboral y sobre la dinámica de corto plazo del TCR.

Para elaborar el planteamiento debemos considerar los siguientes resultados econométricos: Primero, la prueba de causalidad en sentido de Granger muestra que la participación salarial causa al vector (q, π, dr) , véase tabla 5.2. Segundo, la ecuación estimada en el VECM de la tasa de crecimiento de la productividad laboral, $\Delta\pi_t$, (5.9); muestra que la participación salarial afecta positivamente a la productividad con rezago de un periodo. Finalmente, la ecuación estimada de la dinámica de corto plazo del TCR (5.3) muestra que la participación salarial tiene efecto negativo con un rezago de al menos un periodo.

La ecuación de $\Delta\pi_t$ es la siguiente:²⁴

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t = & \underset{(ee)}{0.19} \Delta\omega_{t-1} - \underset{(0.066)}{0.02} \Delta dr_{t-1} + \underset{(0.008)}{0.06} CI_{t-1} - \underset{(0.010)}{0.021} D09q1_t \\ & + \underset{(0.009)}{0.03} D02q2_t + \underset{(0.009)}{0.03} D97q2_t - \underset{(0.012)}{0.014} D03q1_t \end{aligned} \quad (5.9)$$

Para ilustrar la mecánica de cómo se recupera el equilibrio una vez que este se ha perdido, supongamos, sin pérdida de generalidad, una caída, **por una vez**, de la participación salarial en el tiempo t . A consecuencia de ello ocurrirán cambios tanto en el TCR real como en la productividad laboral puesto que la participación salarial causa en el sentido de Granger a ambas variables.

En efecto. Por un lado, cuando la participación salarial disminuye en el periodo t , el TCR de corto plazo se deprecia con rezago de un periodo de tiempo, es decir en $t+1$, ver ec.5.3. Por otro lado, la dinámica de la productividad laboral también se modificará, esto es el ritmo de crecimiento de la productividad disminuirá un periodo después de que ocurra la disminución de la participación salarial, es decir en $t+1$, ver ec. (5.9).

Ambos efectos de corto plazo de la menor participación salarial, que operan con rezagos y que ocurren simultáneamente en el periodo $t+1$ sobre el TCR y sobre la productividad laboral son los que fundamentan que en la relación de equilibrio de largo plazo, ec. (5.2), el TCR se deprecia en un contexto donde disminuye la productividad laboral. En términos generales, es la estructura de rezagos de la dinámica de corto plazo la que fundamenta

²⁴La ecuación (5.9) posiblemente no considera todas las variables determinantes de la productividad laboral de la manufactura. Sin embargo al rechazarse la hipótesis de no causa en el sentido de Granger del vector (q, ω, dr) sobre la productividad (π) , se valida que la información en (q, ω, dr) es suficiente para captar la influencia de estas variables sobre la productividad.

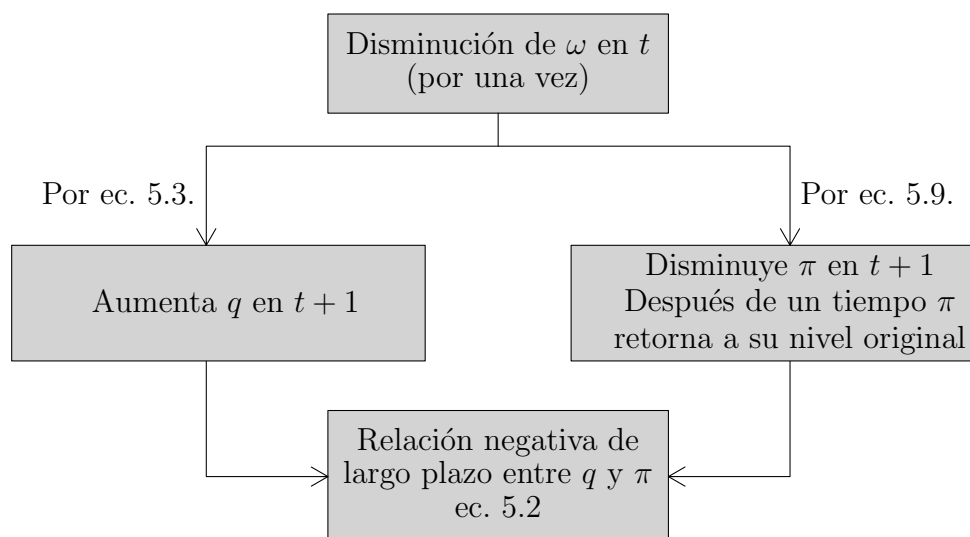


Figura 5.7: Mecanismo de la relación negativa entre la productividad y el TCR de largo plazo.

la relación negativa entre la productividad y el TCR de largo plazo. La mecánica del proceso se ilustra en el gráfico 5.7.

Ahora bien, es posible que una mayor estructura de rezagos en el análisis econométrico, pero que no fue estadísticamente significativa en este análisis, pueda sugerir, siguiendo con el ejemplo, que después de su caída inicial, la tasa de crecimiento de la productividad laboral, que disminuyó debido a la caída de la participación, tenderá de nuevo a subir, recuperando su nivel original. Esto último tiene sentido desde el punto de vista económico, como trato de argumentar más adelante.

Consideremos ahora las razones económicas de los cambios en las variables recién señalados. Al respecto, pondremos el acento en dos “canales”. El primero es el que podemos llamar *canal de demanda*, y al segundo lo denominaremos *canal tecnológico* esbozados en la sección 4.2.2..

Como se observa en la gráfica 5.1, entre 1996 y 2002 los salarios de la manufactura aumentaron su participación, y por su efecto en los precios, el TCR del peso se apreció, ver sección 5.3.1. Ahora bien, el crecimiento promedio anual del PIB (base 2008) y del PIB de la manufactura, de 3.6% y 4.6%, observado entre 1996 y 2002 se puede explicar, al menos en parte, por la mayor participación salarial del periodo. Estos datos nos permiten conjeturar que el crecimiento de la participación salarial indujo incrementos

en la demanda agregada y en inversiones con mayor intensidad de capital que, estimularon una tasa del crecimiento promedio anual de 3.5% en la productividad de la manufactura.

Un análisis más detallado para identificar distintos regímenes de crecimiento de la productividad de la manufactura muestra, ver gráfica 5.8, que en el periodo 1996-1997, la tasa de crecimiento promedio anual fue de 5.4% que se puede explicar mediante el *canal de demanda* debida a la recuperación de la producción manufacturera después de la recesión de 1995. Ahora bien, entre 1998-2000, cuando la participación salarial estaba creciendo, la tasa de crecimiento de la productividad promedio se estabilizó al nivel de crecimiento de 2.3%. El efecto del crecimiento de la participación salarial operó con retardo, y se observó a partir de 2001, generando un crecimiento medio de la productividad de 4.4% entre 2001 y 2005 por efecto del *canal tecnológico*.

A partir de 2006, cuando la participación salarial ya había comenzado a deteriorarse y el cambio tecnológico concluyó debido a la menor rentabilidad de las inversiones intensivas en capital por los menores costos salariales, la productividad continuó creciendo, pero con menor intensidad a una tasa promedio menor a 1%. Entre 2008-2009 la productividad decreció por el fuerte impacto de la crisis financiera global en la economía mexicana y la consecuente caída de la demanda. El notable y fugaz crecimiento de la productividad observado en 2010, fue producto del mayor esfuerzo laboral en el sector debido a la recuperación del PIB pero no del empleo en el sector de la manufactura. Después de 2010, la productividad continuó creciendo, aunque muy lentamente. De lo anterior se puede inferir que el efecto de largo plazo del “canal tecnológico”, de las inversiones intensivas en capital realizadas al final de la década de los noventa pudo haberse terminado en el año 2013.

Ahora bien, dijimos antes que, después de su caída inicial, la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo tenderá a “retornar” a su nivel inicial. Esto es lo que a nuestro juicio parece desprenderse de la ecuación de equilibrio de largo plazo, misma de la que se podría desprender que si la participación salarial es más baja, entonces el TCR será mayor, incluso si la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo se mantiene en —o más bien regresa a, como argumentamos en lo que sigue— su nivel original. Este “retorno” puede entenderse también debido a la acción de los dos “canales” que hemos distinguido.

Así entre 2002 y 2013, el crecimiento de los salarios fue menor que la inflación, la participación de los salarios en el valor agregado de la manufactura disminuyó cerca de 10 puntos porcentuales, y la tasa de crecimiento promedio anual del PIB y del PIB de la manufactura, se ubicaron en 2.5% y 1.9% respectivamente. Lo anterior nos lleva a conjeturar que, **como resultado de la disminución de la participación salarial, la composición de la inversión y la producción cambió en favor de procesos y pro-**

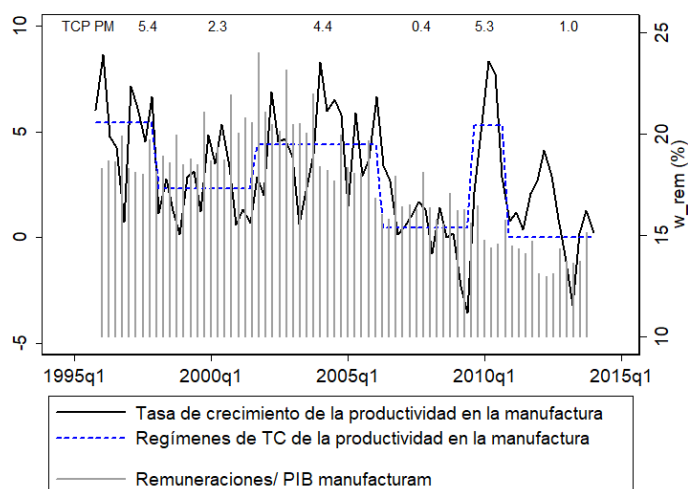


Figura 5.8: Series de tiempo de participación salarial y tasas de crecimiento de la productividad del trabajo en la manufactura.

ductos de menor intensidad de capital y menor productividad por trabajador.

Por lo tanto, el efecto negativo entre el TCR y la productividad laboral estimado en la ecuación (5.2), da cuenta de que, **a largo plazo, decrementos de la participación salarial que inducen, por la vía de los dos “canales”, menores tasas de crecimiento de productividad laboral tienden a depreciar el TCR del peso.**

Del análisis impulso respuesta, es particularmente importante destacar que un shock positivo de la productividad laboral tiene un impacto contemporáneo también positivo en el TCR. Esto quiere decir que, en un primer momento, el aumento la productividad laboral reduce los costos laborales unitarios, los precios, y por lo tanto provoca un alza del TCR. Sin embargo, después algunos periodos este efecto positivo se desvanece, y a largo plazo el aumento de la productividad tiene el efecto negativo esbozado en párrafos anteriores.

5.3.3. Efecto diferencia de tasas de interés

En el caso de México, que por lo que se observa parece ser un país cuya moneda carece de “reputación” la tasa de interés doméstica ha estado siempre por encima de la tasa de interés en los EE. UU., con una diferencia mínima de 2.2 puntos porcentuales en el primer trimestre de 2007, y una máxima de 36.7 puntos porcentuales en el primer trimestre de 1996. Asimismo, ha estado casi siempre (excepto en el cuarto trimestre de 2006) por encima de la tasa de interés en los EE. UU. más la tasa de inflación pasada en

México, con una diferencia porcentual mínima de 1.5 en el cuarto trimestre de 2013 y una máxima de 28.5 en el primer trimestre de 1996.

En el modelo econométrico se estimó una elasticidad de largo plazo del diferencial de tasas de interés es de -0.11% . Esto es, si aumenta en 1% el diferencial de tasas, se atraerán capitales y el tipo de cambio se reducirá (el peso se apreciará) en 0.11% . Anotemos, sin embargo, que los movimientos de capitales no responden solo al diferencial de tasas de interés. Ellos pueden cambiar de magnitud, e incluso de signo, a veces de manera violenta, cuando cambian las expectativas de los operadores del mercado financiero internacional. Al respecto, en varias ocasiones, la autoridad monetaria de México ha elevado de manera significativa la tasa de interés, y su diferencial respecto de aquella de los EE. UU., para contener las tendencias a la depreciación del peso, pero no siempre lo ha logrado, o solo lo ha logrado después de varios meses y de un alza considerable de ese diferencial. Así ocurrió por ejemplo a lo largo de 1998, en el primer trimestre de 2003, y entre fines de 2008 y comienzos de 2009 (véase la gráfica 5.1). En todos estos casos, el diferencial de tasas de interés que, en otras circunstancias -y dados los valores de la productividad y de la participación salarial- habría contenido la tendencia a la depreciación del peso, tardó varios meses en lograr este objetivo. Y, de hecho, la depreciación del peso y el aumento del TCR, fueron de magnitud considerable. Por ejemplo, si observamos la ecuación (5.3) del VECM, podremos constatar que la suma de los parámetros correspondientes a los choques de fines de 2008 y comienzos de 2009, cuyo valor fue de 0.3 ($0.164+0.138$), implicó por sí misma una elevación del TCR de 30% .

5.3.4. ¿Existe un nivel de “equilibrio” del tipo de cambio real?

Un último punto que podemos discutir con base en nuestro modelo econométrico, tiene que ver con la tendencia al equilibrio en el largo plazo del TCR. En el debate en torno de este tema encontramos dos visiones extremas. Por un lado, quienes sostienen la existencia de tal equilibrio frecuentemente hacen referencia a la llamada “Ley de un Solo Precio”, según la cual, en ausencia de barreras comerciales, el TCR debería establecerse a un nivel que asegure la igualdad en distintos países del precio de bienes y activos similares. Por otro lado, quienes niegan que exista una tendencia al equilibrio plantean que, por ser el tipo de cambio una variable financiera, su precio carece de un “ancla” y está fijado más bien por convenciones, mismas que pueden fluctuar violentamente.

El caso de México resulta particularmente útil para discutir el tema, en especial porque el peso mexicano, y con él, el TCR ha estado sujeto a oscilaciones muy violentas. En la gráfica 5.1 se observa que, en el período

1995-2013 el TCR fluctuó mucho, pero a largo plazo se ha mantenido *grosso modo* constante. En el gráfico 5.9 mostramos el comportamiento del TCR en un período más largo: 1955-2013.

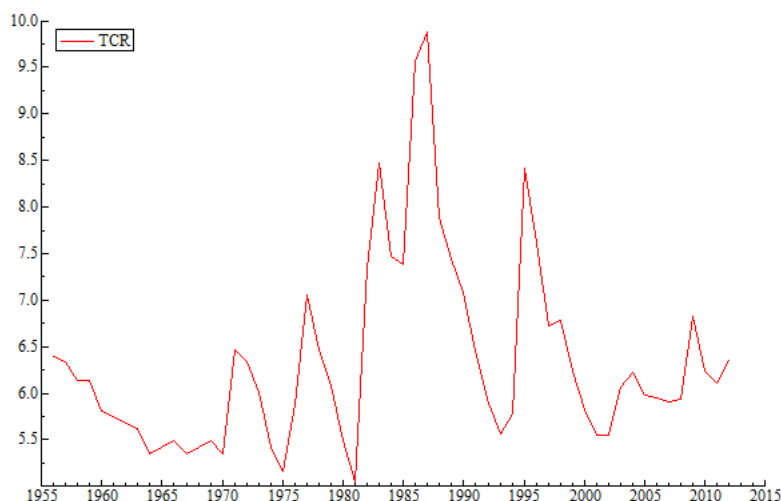


Figura 5.9: TCR peso-dólar, 1955-2015

En este período más extenso observamos una evolución similar: el TCR ha estado sujeto a fluctuaciones muy violentas, pero tiende a regresar a un nivel que podemos llamar “equilibrio”. Argumentaremos de inmediato que hay dos tipos de fuerza detrás de este retorno al “equilibrio”.

El primer tipo de fuerzas está asociado con lo que podemos llamar el “*equilibrio distributivo*”. Como ya mostramos sí, por ejemplo, el tipo de cambio se eleva, normalmente la participación salarial cae. Esto, naturalmente, tiende a provocar demandas salariales en ascenso. Si las empresas suben sus precios, los trabajadores no logran recuperar su participación en el producto original, y volverán a demandar alzas salariales. El proceso sólo llegará a su fin una vez que se haya restablecido una participación salarial en que los empresarios y los trabajadores estén relativamente de acuerdo. Este tipo de comportamiento, en que cuando se rompe el equilibrio distributivo intervienen fuerzas que tienden a restablecerlo, está presente incluso en el caso de México. Ello no deja de ser sorprendente ya que en este país el poder de negociación de los trabajadores es muy limitado debido a la enorme desocupación abierta y disfrazada, y debido también al control del gobierno sobre los sindicatos.

El segundo tipo de fuerzas está asociado con lo que llamamos el “*equilibrio de la tasa de interés*”. Para entender cómo contribuyen los cambios de la tasa de interés para que el TCR tienda a regresar a su nivel original cuando se produce un desplazamiento, resulta útil suponer que ese desplazamiento

ocurrió porque la tasa de interés ha estado por encima de su nivel de “equilibrio”. Pues bien, en tales circunstancias las entradas de capitales atraídos por la alta tasa de interés tienden a apreciar el peso y, como consecuencia, el TCR cae por debajo de su nivel de “equilibrio” y la balanza comercial se deteriora.²⁵ Es posible que para frenar tal deterioro, las autoridades económicas reduzcan la tasa de interés. Con ello el peso se depreciará y el tipo de cambio regresará a su nivel de “equilibrio” original. Supongamos sin embargo que se mantiene la alta tasa de interés y que por tanto el desequilibrio externo persiste. Pues bien, en tal caso, el déficit externo continuará acumulándose y, tarde o temprano, se generarán dudas sobre la solvencia de la moneda nacional entre los operadores del mercado cambiario internacional, que tenderán a limitar primero, y a cambiar de signo después, los movimientos de capitales. Como quiera que sea, el resultado será una depreciación del peso, que regresará el TCR a su nivel de “equilibrio”. Anotemos que este regreso al equilibrio puede ser muy brutal, como ha ocurrido en México ya varias veces.

Supongamos ahora que la tasa de interés está por debajo de su nivel de equilibrio, de tal manera que hay salida de capitales que causan una depreciación del peso y hacen que el TCR se sitúe por encima de su nivel de equilibrio. Por un lado, ello provoca demandas salariales al alza e inflación. Esto último, sumado al deterioro de la balanza de capitales, normalmente estimula una reacción de la autoridad monetaria en el sentido de elevar la tasa de interés, lo que haría regresar al TCR a su nivel de equilibrio. Pero si la autoridad monetaria no reacciona, la salida de capitales hará que se reduzcan las reservas monetarias internacionales, lo que dará aún más fuerza a la salida de divisas, pudiendo conducir a una crisis externa.²⁶

²⁵Como se ha demostrado (López et al. (2011)) en México la apreciación del peso estimula la demanda, lo que es un factor adicional que contribuye al deterioro de la balanza comercial.

²⁶Es cierto que un tipo de cambio alto mejora la balanza comercial, lo que compensa en parte el efecto de la salida de capitales sobre la balanza de pagos. Pero la velocidad de ajuste de la balanza comercial es normalmente más lenta que la velocidad con que ocurren los movimientos de capitales.

Capítulo 6

Extensión de resultados

El modelo econométrico desarrollado en 6.1 busca contrastar las estimaciones obtenidas con la metodología de cointegración al estimar la relación de largo plazo del TCR del peso, con las obtenidas mediante una metodología desarrollada recientemente por Spanos et al. (2013). Por otro lado, la investigación en 6.2 tiene como objetivo extender la hipótesis acerca de que la participación salarial es un determinante del TCR no sólo para el peso mexicano sino también en otras divisas, particularmente se analizaron los casos del franco-euro y del won.

6.1. Metodología econométrica alternativa del modelo de tipo de cambio real

El objetivo principal de las siguientes secciones es contrastar los resultados obtenidos con el enfoque VAR Cointegrado usando un enfoque alternativo. En la actualidad, los modelos econométricos de series tiempo se han orientado cada vez más hacia el uso del enfoque de VAR Cointegrado. El uso creciente de este enfoque para el análisis de series de tiempo no estacionarias parece ser la noción de que es el único o, al menos, la mejor manera de hacer frente a la heterogeneidad en media y varianza que normalmente presentan las series de tiempo de variables económicas. Sin embargo, este enfoque no es el único, una opción es el enfoque SURE (Seemingly Unrelated Regression Equations) con polinomios de tendencia ortogonales, ideado y aplicado empíricamente en un modelo macroeconómico para Chipre (Spanos et al. (2013)).

6.1.1. Modelo SURE del TCR del peso

Para aplicar la metodología desarrollada en Spanos et al. (2013), las variables q_t , ω_t y π_t se modelan como endógenas y_t y la variable dr como exógena

X_t , En cada caso fueron modeladas conforme a las siguientes ecuaciones:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{B}'\mathbf{X}_t + \mathbf{C}'\mathbf{Z}_t + \mathbf{u}_t \quad (6.1)$$

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{D}'\mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{v}_t \quad (6.2)$$

Como en Spanos et al. (2013) en principio todas las variables se modelan uniecuacionalmente como procesos autorregresivos de orden p , AR(p):

$$Z_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i t_o^i + \sum_{i=1}^p \alpha_i Z_{t-i} + u_t,$$

donde los valores (p, q) son elegidos de acuerdo al cumplimiento de los supuestos estadísticos del modelo. La especificación del modelo dinámico de ecuaciones simultáneas, además de incluir términos rezagados de las variables, también incluyen variables dummy de impulso y t_o^i denota los términos polinomiales ortonormales de orden i para modelar la heterogeneidad de los datos observados. Ya que

La necesidad de dar cuenta de la heterogeneidad media en los datos . . . utilizando polinomios de tendencia es particularmente importante porque representa una forma genérica pero estadísticamente confiable para capturar la media de todas las series de tiempo involucradas. Cuando la heterogeneidad en la media no es modelada adecuadamente, las varianzas y covarianzas estimadas, que se basan en desviaciones de la media “verdadera”, serán inconsistentes, dando lugar a resultados seriamente espurios en el contexto de modelos de regresión y autorregresivos (AR). Esto socava cualquier intento de construir un modelo confiable ya que la decisión de si diferentes variables explicativas son o no estadísticamente significativas, se vuelve cuestionable cuando la heterogeneidad en los datos no es modelada apropiadamente. (Spanos y Papadopoulou (2013), p.16)

La estimación bajo el enfoque SURE se realizó en PcGive, con el siguiente código:¹

```
module("PcGive");
package("PcGive", "Multiple-equation");
usedata("Md q spanos.in7");
system
```

¹En el código Lz denota el logaritmo natural de la variable z. La letra q representa el TCR, w la participación de los salarios en el PIB de la manufactura, dr la diferencia de tasas de interés nominal entre Estados Unidos y México y pm representa la productividad laboral en el sector de la manufactura en México.

```

{
  Y = Lq, lw, Lpm, ldr;
  Z = Lq_1, Lq_2, lw_1, lw_2, ldr_1, ldr_2, Lpm_1, Lpm_2, t1, t2, t3,
      "D98(3)", "D03(2)", "D08(4)", "D09(1)", "D11(4)", Constant;
}
model
{
  "Lq" = "Lq_1", "Lq_2", "lw", "lw_1", "Lpm", "ldr", "ldr_1", "D08(4)", "D09(1)",
  "D11(4)", "t2", "t3", "Constant";
  "lw" = "Lq", "Lpm_1", "lw_1", "t2", "t3", "Constant", "D09(1)";
  "Lpm" = "Lpm_1", "Lq_1", "lw_1", "t1", "Constant";
  "ldr" = "ldr_1", "ldr_2", "t1", "t2", "D98(3)", "D03(2)", "Constant";
}
estimate("3SLS", 1996, 3, 2013, 4)

```

Las ecuaciones estimadas incluyen polinomios de tendencia ortogonal generados con el método de Gram Schmidt (Se usó la función *orthonormalization*, incluidas en la librería *far* de R para generar las tendencias). La especificación también incluye variables dummy de impulso denotadas como D:año(trimestre) (toman el valor de uno para el año y trimestre indicado y cero en otros casos).

Las formas finales de las ecuaciones endógenas fueron elegidas para satisfacer supuestos estadísticos, y la influencia potencial de las variables en cada ecuación se determinó por criterios de teoría económica. A continuación se muestran las ecuaciones estimadas donde sólo se incluyen términos estadísticamente significativos.

$$\begin{aligned}
 \underset{(ee)}{Lq} = & \underset{(0.093)}{0.495} Lq_{t-1} + \underset{(0.086)}{0.177} Lq_{t-2} - \underset{(0.394)}{2.47} lw_t \\
 & + \underset{(0.321)}{1.81} lw_{t-1} - \underset{(0.108)}{0.547} Lpm_t + \underset{(0.022)}{0.0561} ldr_t \\
 & - \underset{(0.023)}{0.0762} ldr_{t-1} + \underset{(0.026)}{0.132} D08q4_t + \underset{(0.036)}{0.186} D09q1_t \\
 & + \underset{(0.025)}{0.0419} D11q4_t - \underset{(0.101)}{0.271} t2_t + \underset{(0.054)}{0.146} t3_t \\
 & + \underset{(0.926)}{4.9}
 \end{aligned} \tag{6.3}$$

$$\begin{aligned}
 \underset{(ee)}{lw} = & - \underset{(0.0521)}{0.175} Lq_t - \underset{(0.045)}{0.242} Lpm_{t-1} + \underset{(0.076)}{0.638} lw_{t-1} \\
 & - \underset{(0.049)}{0.148} t2_t + \underset{(0.023)}{0.0403} t3_t + \underset{(0.442)}{2.37} \\
 & + \underset{(0.017)}{0.0232} D09(1)_t
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \underset{(ee)}{Lpm} = & \underset{(0.061)}{0.826} Lpm_{t-1} + \underset{(0.029)}{0.0739} Lq_{t-1} + \underset{(0.031)}{0.113} lw_{t-1} \\
 & + \underset{(0.076)}{0.275} t1_t + \underset{(0.339)}{0.448}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{ldr}_{(ee)} &= 1.32 \text{ ldr}_{t-1} - 0.543 \text{ ldr}_{t-2} - 0.969 \text{ t1}_t \\
&\quad (0.089) \qquad (0.089) \qquad (0.28) \\
&+ 0.36 \text{ t2}_t + 0.472 \text{ D98q3}_t - 0.4 \text{ D03q2}_t \\
&\quad (0.165) \qquad (0.122) \qquad (0.122) \\
&+ 0.427 \\
&\quad (0.101)
\end{aligned}$$

Antes de proceder con el análisis de largo plazo verificamos si el sistema cumple los supuestos estadísticos con las pruebas de incorrecta especificación conjuntas bajo el enfoque de reducción probabilista (Spanos (2017)) en las regresiones auxiliares de los residuales estandarizados (6.4) y residuales estandarizados al cuadrado(6.5) del sistema como se indica a continuación:²

$$\hat{v}_t = \beta_{10} + \beta \hat{y}_t + \overbrace{\sum_{i=1}^k \delta_{1i} t_o^i}^{\text{no constante}} + \overbrace{\sum_{j=2}^m \gamma_{1j} \hat{y}_{ot}^j}^{\text{no linealidad}} + \overbrace{\sum_{l=1}^p \alpha_{1l} \hat{u}_{t-l}}^{\text{no independencia}} + \epsilon_{1t} \quad (6.4)$$

$$\begin{aligned}
H_0 : & \quad \delta_{1i} = 0, & \quad \gamma_{1,j} = 0, & \quad \alpha_{1,l} = 0, \\
\text{para: } & \quad i = 1, 2, \dots, k, & \quad j = 2, 3, \dots, m, & \quad l = 1, 2, \dots, p.
\end{aligned}$$

$$\hat{v}_t^2 = \delta_{20} + \overbrace{\sum_{i=1}^k \delta_{2i} t_o^i}^{\text{no constante}} + \overbrace{\sum_{j=2}^m \gamma_{2j} \hat{y}_{ot}^j}^{\text{heterocedasticidad}} + \overbrace{\sum_{l=1}^p \alpha_{2l} \hat{u}_{t-l}^2}^{\text{no independencia}} + \epsilon_{2t} \quad (6.5)$$

$$\begin{aligned}
H_0 : & \quad \delta_{2i} = 0, & \quad \gamma_{2,j} = 0, & \quad \alpha_{2,l} = 0, \\
\text{para: } & \quad i = 1, 2, \dots, k, & \quad j = 2, 3, \dots, m, & \quad l = 1, 2, \dots, p.
\end{aligned}$$

En (6.4) y (6.5) los términos \hat{y}_{ot}^i son términos ortogonales, calculados con polinomios de Hermite, para las potencias de orden superior de los valores ajustados de \hat{y}_t de cada ecuación del VAR³ y t_o^i , $i = 1, 2, \dots$ indican los términos polinomios ortogonales de tendencia generados con el método de Gram-Schmidt.

De acuerdo a los resultados en la tabla 6.1 se concluye que el modelo estimado bajo el enfoque SURE satisface los supuestos estadísticos de parámetros constantes, linealidad, homocedasticidad e independencia de los residuales.

²Los residuales estandarizados de cada ecuación del VAR se obtienen $\hat{v}_t = \frac{\hat{u}_t}{s}$ donde $\hat{u}_t = y_t - \beta_0 - \sum_{i=1}^p \hat{\beta}_i x_{it}$ son los errores estimados y $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{l=1}^n \hat{u}_l^2$ es la desviación estandar de los errores de cada ecuación del VAR.

³La estimación de las series ortogonales se estimaron en R con la función `hermite.he.polynomials(4, normalized=F)` de la paquetería `polynom`.

Tabla 6.1: Pruebas de incorrecta especificación

	v			v^2		
<i>q</i>						
Significancia conjunta	F(11,54)	0.79161	[0.6473]	F(10,55)	0.49316	[0.8873]
No constantes	F(3,54)	0.72997	[0.5386]	F(3,55)	0.89776	[0.4483]
No linealidad/heteroc	F(3,54)	0.39665	[0.7559]	F(3,55)	0.50174	[0.6826]
No independencia	F(4,54)	0.57409	[0.6826]	F(4,55)	0.33481	[0.8534]
<i>ω</i>						
Significancia conjunta	F(10,55)	0.94288	[0.5024]	F(10,55)	1.0239	[0.4360]
No constantes	F(3,55)	1.7826	[0.1612]	F(3,55)	1.6037	[0.1990]
No linealidad/heteroc	F(3,55)	0.98179	[0.4081]	F(3,55)	1.5621	[0.2090]
No independencia	F(3,55)	2.0173	[0.1221]	F(4,55)	1.1641	[0.3367]
<i>pm</i>						
Significancia conjunta	F(11,54)	1.1405	[0.3498]	F(10,55)	0.88208	[0.5552]
No constantes	F(3,54)	1.9429	[0.1336]	F(3,55)	1.5355	[0.2156]
No linealidad/heteroc	F(3,54)	2.0382	[0.1194]	F(3,55)	1.8712	[0.1452]
No independencia	F(4,54)	0.85226	[0.4985]	F(4,55)	0.37062	[0.8286]
<i>dr</i>						
Significancia conjunta	F(11,54)	1.0598	[0.4101]	F(10,55)	2.3457	[0.0219]*
No constantes	F(3,54)	1.1061	[0.3547]	F(3,55)	2.3907	[0.0785]
No linealidad/heteroc	F(3,54)	2.5191	[0.0676]	F(3,55)	2.3184	[0.0855]
No independencia	F(4,54)	1.1825	[0.3289]	F(4,55)	2.1808	[0.0831]

La ecuación (6.6) describe el equilibrio de largo plazo de TCR, obtenida al sustituir de los términos $z_t = z_{(t-i)} = z$, $i = 1, \dots, p$ en la ecuación (6.3) y resolver para q .

$$q_t = 14.2 - 2.02\omega_t - 0.06dr_t - 1.67\pi_t + 0.42D08q4_t + 0.5D09q1_t + 0.13D11q4_t. \quad (6.6)$$

Para fines comparativos, recordemos la ecuación de largo plazo del TCR obtenidas por el método de cointegración:

$$q_t = 9.53 - 0.93\omega_t - 0.11dr_t - 1.0\pi_t \quad (6.7)$$

Observamos que al igual que en la estimación por el método de cointegración, en este enfoque los efectos de largo plazo de la participación salarial, del diferencial de tasas de interés y la productividad laboral son negativos. Las magnitudes de tales efectos no son exactamente las mismas, más bien son parecidas sobre todo en el caso de la diferencia de tasas de interés. Una posible razón por la cual los coeficientes estimados difieren en magnitud es

porque los modelos difieren en que la variable *diferencia de tasas de interés* fue tratada distinto en ambas metodologías. En el enfoque de cointegración es endógena, y en el modelo de ecuaciones simultáneas con polinomios de tendencia ortogonal estimado con SURE se trató como variable exógena.

Además de la robustez de los efectos de largo plazo de las estimaciones de cointegración, este ejercicio estadístico es una muestra de que es posible analizar el comportamiento de largo plazo de variables económicas mediante el uso de polinomios de tendencia ortogonal en un sistema de ecuaciones simultáneas con método de estimación SURE.

6.2. Relación de largo plazo del TCR de algunas divisas

En esta sección se presentan análisis empíricos del TCR de las monedas de Francia y Corea del Sur respecto al dólar. El objetivo de ello, es extender la evidencia acerca del cumplimiento de la hipótesis de que la *participación del salarios en el valor agregado* es una variable con influencia negativa en el TCR de largo plazo de las divisas. El análisis detallado de los hechos particulares de por qué se observa tal influencia, o de por qué las otras variables incluidas en las ecuaciones de esos países se comportan de la forma en que lo hacen, queda fuera de los alcances de este capítulo.

Para este propósito, en base al marco teórico de la sección 4 y en congruencia con el modelo para el TCR del peso mexicano, desarrollado en el capítulo 5. Además de la participación salarial consideramos como variables determinantes del TCR: la diferencia (o cociente) de la tasa de interés interna respecto a la tasa de interés de activos denominados en dólares, la diferencia (o cociente) de la productividad laboral interna respecto a productividad laboral de EE. UU. , y en el caso de Corea del Sur también se consideró el precio del petróleo. En la tabla B.2 del apéndice B se describen los detalles de las bases de datos en los modelos econométricos.

El análisis del TCR de la moneda francesa se realizó en el periodo de 1980 a 2014 con datos trimestrales y el de la moneda de Corea del Sur con datos anuales en el periodo de 1976-2013. Las series de tiempo de las variables de cada países se pueden observar en las gráficas 6.1 y 6.2.

En ambos modelos econométricos se utiliza el mismo indicador, *Employee compensation by activity Total, % of gross value added*, como variable *proxi* de la participación de los salarios en el valor agregado total. Mientras que la variable *proxi* de la productividad laboral en el modelo de Francia fue el PIB por trabajador y en el de Corea del Sur fue el PIB por hora trabajada, en ambos casos el indicador corresponde al total de la economía.⁴

⁴El modelo desarrollado para el TCR en México fue estimado usando datos de par-

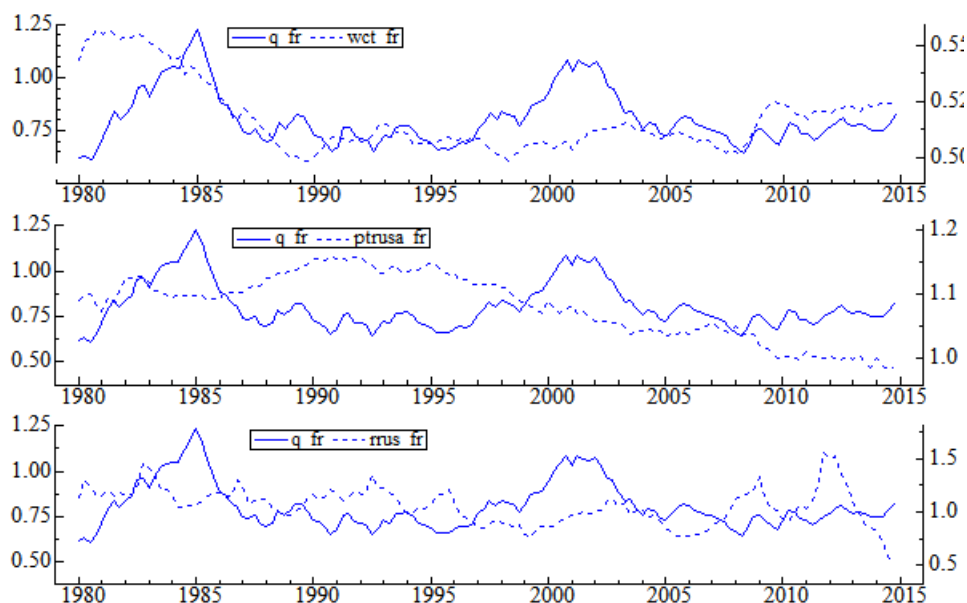


Figura 6.1: Francia. 1980-2014. Tipo de cambio real del franco respecto al dólar, participación de las remuneraciones laborales en el total del PIB, productividad laboral relativa respecto a EE. UU. y tasa de interés relativa respecto a EE. UU. .

Las propiedades estocásticas de las series de tiempo se evaluaron con la prueba de ADF con constante y tendencia. Los resultados muestran que las series son estacionarias en primeras diferencias, véase tabla 6.2. Esta característica hace posible usar la metodología de cointegración para probar la existencia de relaciones de largo plazo (combinaciones lineales estables) de las series.

Para proceder con la metodología de cointegración, se estimaron modelos $VAR(k)$ para los datos de cada economía y se evaluó el cumplimiento de los supuestos estadísticos con pruebas de incorrecta especificación. Debido a que el objetivo de estos modelos es que sean la base de las pruebas de cointegración, siguiendo las recomendaciones de Hendry y Juselius (2001), tales modelos cumplen el supuesto de no correlación serial y de distribución normal de los errores, por lo que la prueba de *traza* y la inferencia estadística se mantienen moderadamente robusta incluso aunque alguna especificación muestre evidencia de cierto grado de heterocedasticidad de los errores.

participación salarial en el sector manufacturero, que es la variable relevante en el modelo de distribución del ingreso de Kalecki. Debido a que para el caso de Francia y Corea del Sur no se tuvo acceso a la variable participación de los salarios en el valor agregado de la manufactura, se usó la que corresponde al valor agregado total.

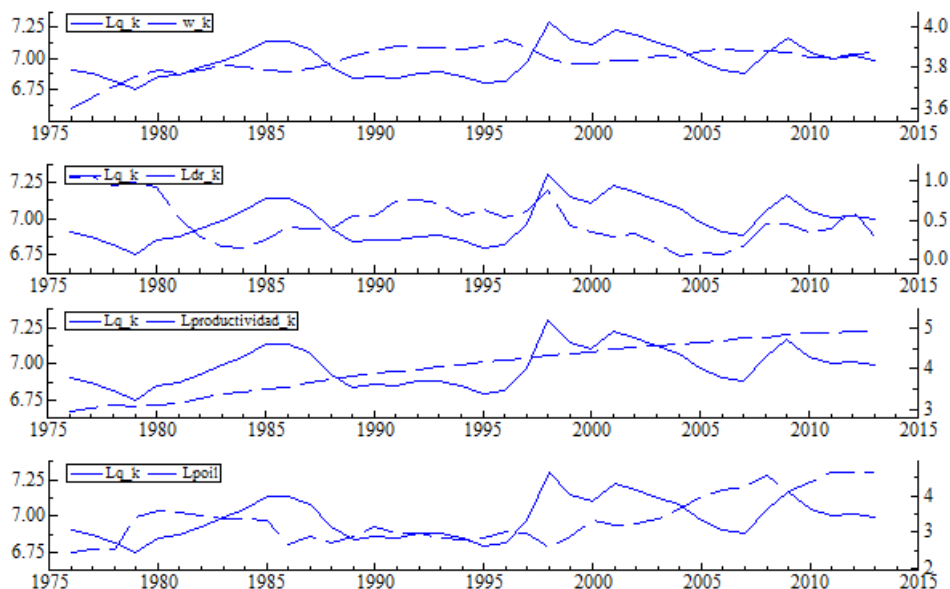


Figura 6.2: Corea del Sur. 1976-2013. TCR del won respecto al dólar, participación de las remuneraciones del PIB de la industria manufacturera, diferencia de las tasas de interés nominal entre Corea del Sur y EE. UU., productividad y precios del petróleo.

6.2.1. TCR del franco(-euro) respecto al dólar en el periodo 1980q3-2014q4

El análisis empírico para probar la existencia de una relación negativa de largo plazo entre el TCR y la participación salarial en la economía de Francia, se realizó con datos trimestrales en el periodo 1980q3-2014q4 ($T = 138$). Las pruebas de raíces unitarias concluyeron que el vector de series de tiempo $\mathbf{x}_{f_t} = (q_{f_t}, \omega_{f_t}, \pi_{f/eu_t}, r_{f/eu_t}) \sim I(1)$, $t = 1980q3, \dots, 2014q4$, ver tabla 6.2.

La especificación del modelo VAR que resultó estadísticamente adecuada incluye dos rezagos y diez variables dummies de impulso, $D_{f_t} = (D81q_{2t}, D82q_{1t}, D82q_{4t}, D84q_{3t}, D84q_{4t}, D85q_{1t}, D00q_{1t}, D01q_{2t}, D09q_{1t}, D11q_{4t})$, que toman el valor de uno para el año Dyy , trimestre q_i , $i = 1, 2, 3, 4$. Los resultados de las pruebas de incorrecta especificación para el modelo VAR(2) se muestran en la tabla C.15 y en la figura C.1.

Los resultados de la prueba de *traza* y de máximo *eigenvalor* indican que existen tres vectores de cointegración, véase tabla C.16. La restricción del espacio de cointegración que permitió identificar estadísticamente las tres relaciones de cointegración fue aceptada con la prueba de cociente de verosimilitud con un p -value de 0.756 (estadístico de prueba $\chi^2(1) = 0.097$).

A continuación se presentan las relaciones de cointegración normalizadas para el TCR, la participación salarial y la productividad laboral relativa a

Tabla 6.2: Pruebas de raíces unitarias

ADF con constante y tendencia			
1981(2) - 2014(4)		1974 - 2013	
Francia		Corea del Sur	
q_f	-2.718	q_k	-3.365
ω_f	-2.103	ω_k	-3.524
$\pi_{f/eu}$	-2.803	π_k	-0.282
$r_{f/eu}$	-2.949	dr_k	-2.223
		$ipol$	-1.544

Pruebas ADF sin constante y sin tendencia			
Δq_f	-8.378**	Δq_k	-4.885**
$\Delta \omega_f$	-5.541**	$\Delta \omega_k$	-3.683**
$\Delta \pi_{f/eu}$	-5.174**	$\Delta \pi_k$	-5.706**
$\Delta r_{f/eu}$	-9.168**	Δdr_k	-5.446**
		$\Delta ipol$	-6.161**

Cuantiles para ADF con constante y tendencia:

5 %=-3.53, 1 %=-4.22 para T= 40.

5 %=-3.44, 1 %=-4.03 para T=133

Cuantiles para ADF sin constante y tendencia:

5 %=-2.73, 1 %=-2.58 para T=133

EE. UU. del total de la economía.

$$\underset{\text{(p-val)}}{q_{ft}} = \underset{\text{(0.029)}}{-2.207\omega_{ft}} + \underset{\text{(0.000)}}{2.896\pi_{f/eu_t}} - \underset{\text{(0.000)}}{1.327r_{f/eu_t}} \quad (6.8)$$

$$\underset{\text{(p-val)}}{\omega_{ft}} = \underset{\text{(0.015)}}{-0.068q_{ft}} + \underset{\text{(0.000)}}{0.554} \quad (6.9)$$

$$\underset{\text{(p-val)}}{\pi_{f/eu_t}} = \underset{\text{(0.000)}}{0.861q_{ft}} + \underset{\text{(0.000)}}{0.460r_{f/eu_t}} \quad (6.10)$$

La ecuación (6.8) es la relación estable de largo plazo del TCR del franco-euro respecto al dólar, y las ecuaciones (6.9) y (6.10) muestran el efecto de largo plazo del TCR sobre la participación de los salarios y la tasa de productividad relativa de Francia respecto EE. UU. respectivamente. El análisis estadístico del espacio de cointegración concluye que todos los coeficientes en las relaciones anteriores son significativos, ver *p-value* de las pruebas de exclusión en paréntesis o en la tabla C.17.

Las ecuaciones (6.8), (6.9), y (6.10) en términos de elasticidades de largo

plazo se muestran a continuación:⁵

$$q_{f_t} = -1.41\omega_{f_t} + 3.88\pi_{f/eu_t} - 1.73r_{f/eu_t} \quad (6.8')$$

$$\omega_{f_t} = -0.11q_{f_t} + 0.55 \quad (6.9')$$

$$\pi_{f/eu_t} = 0.64q_{f_t} + 0.45r_{f/eu_t} \quad (6.10')$$

Las estimaciones de las elasticidades en (6.8') muestran que en el largo plazo la participación salarial y la tasa de interés relativa tienen efecto negativo sobre el TCR. La interpretación del efecto de la participación salarial atiende a los planteamientos teóricos de la sección 4.1. Es decir, en una economía donde las empresas fijan precios vía *mark-up* sobre los costos primos unitarios, ante un aumento de los salarios eventualmente aumentarán los precios como resultado del incremento en costos. El efecto negativo de la tasa de interés relativa respecto a EE. UU. muestra que a medida que crece la brecha de tasas de interés, el TCR de largo plazo tiende a apreciarse debido al mayor flujo de capitales hacia los activos que pagan mayores rendimientos.

La elasticidad positiva del TCR respecto a la productividad relativa en la ecuación (6.8') significa una depreciación real de largo plazo cuando la productividad relativa a EE. UU. aumenta. Lo anterior por la disminución de costos que implica el incremento de la productividad.

La ecuación (6.9') muestra el efecto negativo de largo plazo del TCR sobre la participación salarial, es decir, muestra el deterioro de los salarios a consecuencia de la depreciación.

Las pruebas de exogeneidad débil de los desequilibrios de largo plazo del TCR muestran que se rechaza esta hipótesis ($H_0 : \alpha_q = 0$) en las ecuaciones de Δq_f , $\Delta \omega_f$ y $\Delta r_{f/eu}$, es decir, todas estas variables se ajustan a los desequilibrios de largo plazo de TCR, dados por CI_q . En lo que respecta a los desequilibrios de la participación salarial, las pruebas de exogeneidad débil muestran que únicamente se rechaza la hipótesis ($H_0 : \alpha_\omega = 0$) en la ecuación de $\Delta \omega_{f_t}$. Finalmente, los desequilibrios de largo plazo de la productividad relativa resultaron significativos en la ecuación de Δq_f y de $\Delta q_{r_{f/eu}}$ (se rechazó $H_0 : \alpha_{\pi_{f/eu}} = 0$).

Concretamente, el TCR se ajusta a los desequilibrios de largo plazo propios y de la productividad relativa, pero no a los desequilibrios de la participación de las remuneraciones, ver tabla C.17, primera columna. Las pruebas de causalidad en sentido de Granger en el VECM concluyen en el mismo sentido, es decir, que la participación salarial causa al TCR únicamente por

⁵Dado que en la modelación no se usan el logaritmo de las variables, la elasticidad de la variable y ante cambios de la variable x_i se calculó según la siguiente igualdad $\eta_{y,x_i} = \hat{\beta}_i \frac{\bar{x}_i}{\bar{y}}$

su efecto en el vector de cointegración, es decir por su efecto en la relación de largo plazo del TCR, ver tabla C.18.

Respecto al efecto del TCR en la participación salarial, las pruebas de débil exogeneidad muestran que éste se da mediante el efecto negativo en la relación de equilibrio de largo plazo de la participación salarial mediante (6.9') y por el ajuste a los desequilibrios de largo plazo del TCR en (6.8'), ver tabla C.17 segunda columna. Las pruebas de causalidad de Granger en VECM concluyen exactamente lo mismo.

Los resultados anteriores son evidencia estadística de dos hechos. Primero, la participación salarial ejerce una influencia negativa de largo plazo en el TCR, y el TCR ejerce un efecto negativo de largo plazo sobre la participación salarial, ver ecuaciones (6.8') y (6.9'). Segundo, el TCR tiene efectos de corto plazo en la participación salarial mediante el ajuste a los desequilibrios de largo plazo del TCR y de la participación salarial (ver ecuación de $\Delta\omega_{ft}$), y la participación salarial tiene efectos de corto plazo en el TCR mediante el ajuste a los desequilibrios de largo plazo del TCR y de la participación salarial (ver ecuación de Δq_{ft}). El hecho de que Δq_{ft} se ajuste a los desequilibrios de largo plazo de la participación salarial, es un resultado que sólo se observa en la ecuación de Δq_{ft} del VECM después de eliminar los términos no significativos de la ecuación.

Por lo anterior, en el caso del TCR francés, la participación salarial es una variable que determina al TCR de largo y su efecto en Δq_{ft} únicamente se da por el ajuste de a los desequilibrios de largo plazo dados por CI_q y CI_ω . Análogamente en el modelo de la participación salarial, el TCR es una variable que determina a la relación de largo plazo de la participación salarial, con efectos en Δq_{ft} únicamente por la vía del ajuste a los desequilibrios de largo plazo de CI_q y de CI_ω .

$$CI_{qt} = q_{ft} + 2.21\omega_{ft} - 2.9\pi_{f/eu_t} + 1.33r_{f/eu_t} \quad (6.11)$$

$$CI_{\omega t} = 0.07q_{ft} + \omega_{ft} - 0.55 \quad (6.12)$$

$$CI_{\pi t} = -0.86q_{ft} + \pi_{f/eu_t} - 0.46r_{f/eu_t} \quad (6.13)$$

$$\begin{aligned} \Delta q_{ft} \text{ (ee)} &= \underset{(0.09)}{0.47} \Delta q_{ft-1} + \underset{(0.025)}{0.0664} CI_{qt-1} + \underset{(0.25)}{0.529} CI_{\omega t-1} \\ &+ \underset{(0.04)}{0.112} CI_{\pi t} + \underset{(0.04)}{0.1} D84q_{3t} + \underset{(0.038)}{0.07} D00q_{1t} \\ &+ \underset{(0.041)}{0.133} D01q_{2t} + \underset{(0.04)}{0.07} D11q_{4t} + \underset{(0.064)}{0.28} D85q_{1t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta\omega_{f_t} &= \underset{(ee)}{0.166} \Delta\omega_{f_{t-1}} + \underset{(0.00073)}{0.0021} CI_{q_{t-1}} - \underset{(0.01)}{0.0427} CI_{\omega_{t-1}} \\
&+ \underset{(0.0019)}{0.00325} D81q2_t - \underset{(0.0018)}{0.00597} D84q3_t + \underset{(0.0018)}{0.0062} D84q4_t \\
&+ \underset{(0.0019)}{0.00489} D01q2_t + \underset{(0.0019)}{0.00474} D09q1_t - \underset{(0.0018)}{0.0062} D86q3_t
\end{aligned}$$

El resto de las ecuaciones del modelo corrector de errores que muestran el ajuste de las variables se presenta en el anexo C.2.3.

6.2.2. TCR del won en el periodo 1974-2013

El análisis empírico para probar la existencia de una relación negativa de largo plazo entre el TCR y la participación salarial en la economía de Corea del Sur, se realizó con datos anuales bajo la transformación de logaritmo natural en el periodo de 1974- 2013 (T=40 observaciones). Las pruebas de raíces unitarias concluyeron que el vector de series de tiempo $\mathbf{x}_{kt} = (q_{kt}, \omega_{kt}, \pi_{kt}, dr_{kt}, ipoil_t) \sim I(1)$, $t = 1974, 1975, \dots, 2013$, ver tabla 6.2.

La especificación del VAR(k) que se utilizó para probar cointegración,⁶ considera dos rezagos del vector de variables, constante no restringida al espacio de cointegración y tres variables dummies de impulso D_{1998} , D_{1999} y D_{2012} ($D_i = 1$ en el año i y cero en cualquier otro caso). Las dos primeras se incluyeron para dar cuenta de la crisis de cuenta de capital que tuvo lugar en el año de 1998 y 1999, y la dummy para el año de 2012 es para dar cuenta de los problemas de bajo crecimiento de la economía coreana que redujeron la productividad. Además la especificación permite que la variable dummy D_{1998} esté presente en el espacio de cointegración y verificar si la crisis cambiaria de 1998 afectó la dinámica de largo plazo del TCR. Las pruebas de incorrecta especificación del modelo se presentan en la tabla C.19.

De acuerdo a la prueba de *traza*, véase tabla C.20, hay evidencia estadística suficiente para determinar la existencia de dos vectores de cointegración al 95 % de confianza, y con la prueba de *eigenvalor* máximo al 95 % de confianza hay evidencia de un vector. A continuación analizamos la existencia de una única relación de cointegración, normalizada para el TCR.⁷

⁶La especificación se eligió de acuerdo al cumplimiento de los supuestos probabilísticos del VAR

⁷Al analizar la hipótesis de dos relaciones de cointegración, determinamos una ecuación que describe el equilibrio de largo plazo del TCR y otra para la participación salarial como sigue:

$$q_{kt} = -1.33\omega_{kt} + 0.17\pi_{kt} - 0.37dr_{kt} - 0.14ipoil_t$$

$$\omega_{kt} = -0.12q_{kt} + 0.007\pi_{kt}.$$

Antes de presentar una relación de largo, realizamos pruebas de hipótesis sobre el vector de cointegración para analizar la significancia estadística de las variables. La tabla C.21 contiene los resultados de dichas pruebas. A excepción de la variable, D_{1998} en la cual no podemos rechazar la hipótesis $H_0: \beta_i = 0$, todas las variables resultan significativas al 95 % y por tanto no pueden ser excluidas de la relación de largo plazo del TCR. La tabla C.22 muestra otras pruebas de hipótesis sobre la significancia de los parámetros del vector de cointegración, mismas que muestran evidencia acerca de que la participación salarial y la productividad laboral no pueden ser excluidas de la relación de largo plazo del TCR de Corea de Sur. El hecho de que la variable dummy de impulso para el año de 1998 sea no significativa implica que el efecto de las crisis cambiarias de 1998 no modificó significativamente el valor medio de largo plazo del TCR de Corea del Sur.

La ecuación (6.14) muestra la relación de largo plazo estadísticamente válida, normalizada para el TCR.⁸

$$\underset{\text{(p-val)}}{q_{kt}} = -1.385\omega_{kt} + 0.148\pi_{kt} - 0.363dr_{kt} - 0.115ipoil_t, \quad (6.14)$$

(0.02) (0.02) (0.001) (0.022)

El signo de la elasticidad de largo plazo del TCR respecto a la participación salarial describe la relación inversa entre estas variables que la teoría de determinación de precios y distribución de M. Kalecki esboza. A diferencia del caso mexicano, el TCR del won se deprecia 0.15 % ante un incremento porcentual de 1 % de la productividad laboral en el total de la economía. El incremento en la productividad significa una disminución de costos y precios internos que incrementan el TCR. Por lo anterior incrementos en la productividad implican mayor competitividad de las exportaciones coreanas.

El efecto negativo de largo plazo de la diferencia de tasas de interés sobre el TCR, se explica por la movilidad de capitales en busca de los mejores rendimientos. Finalmente, el precio internacional del petróleo tiene un impacto negativo sobre el TCR del won respecto al dólar. Una posible explicación para esta relación es que al ser Corea del Sur un país importador neto de petróleo, el incremento del precio de este insumo genera un mayor incremento de los precios interno y por tanto una apreciación real.

Al analizar la exogeneidad débil de las variables x_i respecto a la relación de largo plazo del TCR, por medio de la significancia de los coeficientes α_i , encontramos que para el caso coreano en el periodo 1974-2013, los desequilibrios del TCR son débilmente exógenos en las ecuaciones de la participación

Notamos que la ecuación para el TCR es casi idéntica a la que resulta de la hipótesis de un solo vector de cointegración dada por la ecuación (6.14). Ambas ecuaciones describen tanto la relación negativa como la interacción entre el TCR y la participación salarial que la teoría de distribución del ingreso de Kalecki esboza.

⁸La prueba ADF rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 99 % de confianza.

salarial, la productividad laboral y el índice de precios del petróleo (véase tabla C.23). Mientras que la diferencia de tasas de interés y el TCR rechazan la hipótesis de débil exogenidad al 95 % y 99 % de confianza respectivamente, lo cual significa que ambas variables se ajustan a los desequilibrios de largo plazo del TCR con velocidades (coeficientes) de ajuste de -0.47 y -0.91 respectivamente.

A continuación presentamos la ecuación (6.15) que describe el crecimiento del TCR (Δq_{kt}) obtenida de las estimación del VECM.

$$\begin{aligned} \Delta q_{kt} = & \quad 0.84 \Delta q_{kt-1} - 1.53 \Delta \omega_{kt-1} + 0.146 \Delta ipoil_{t-1} \\ (ee) & \quad (0.181) \quad (0.592) \quad (0.044) \\ & - 0.49 CI_{t-1} + 6.01 - 0.30 D99_t \\ & \quad (0.145) \quad (1.78) \quad (0.09) \end{aligned} \quad (6.15)$$

$$CI_{t-1} = q_{kt-1} + 1.38\omega_{kt-1} + 0.15\pi_{kt-1} + 0.36dr_{kt-1} + 0.115ipoil_{t-1} \quad (6.16)$$

A partir de (6.15) concluimos que el TCR corrige -0.48 de sus desviaciones de largo plazo después de un año. El efecto de corto plazo de la participación salarial es significativo y, al igual que el de largo plazo, ambos son negativos. No obstante, el efecto de corto plazo del precio del petróleo es positivo, contrario al efecto de largo plazo, por lo que el efecto del precio del petróleo sobre la tasa de crecimiento del TCR depende de las magnitudes de ambos efectos.

El resto de las ecuaciones del modelo corrector de errores que muestran el ajuste de las variables $\Delta \omega_{kt}$, $\Delta \pi_{kt}$, Δdr_{kt} y $\Delta ipoil_t$ se presenta en el anexo C.3.3.

Finalmente se presentan los resultados de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger sobre los parámetros del VECM. Los resultado se muestran en la tabla C.24, de los cuales se concluye que existe causalidad bidireccional entre la participación salarial y el TCR a un nivel de confianza de 95 %, y entre el índice de precios del petróleo y el TCR a un nivel de confianza de 99 %. También se concluye causalidad unidireccional del TCR sobre el diferencial de tasas de interés a un nivel de confianza del 95 %.

6.3. Lecciones

A partir de las replicaciones de extensión presentados en este capítulo se desprenden dos conclusiones.

Primera, después de analizar el conjunto de información con una metodología estadística alternativa para determinar el efecto de largo plazo de los determinantes del TCR del peso podemos argumentar que el efecto negativo

de la participación salarial, la productividad laboral de la manufactura y la diferencia de tasas de interés es robusto al método de estimación.

Segunda, al comprobar la hipótesis de que la participación salarial es una variable con efecto negativo de largo plazo en el TCR del euro (caso francés) y del won, se concluye que dicha hipótesis se verifica no sólo en caso particular del peso mexicano, sino que la relación negativa de largo plazo entre estas variables es más general. Los resultados econométricos, dados por la siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} q_{mt} &= -0.93\omega_{mt} - 1.0\pi_{mt} - 0.11dr_{mt} + 9.53 \\ q_{ft} &= -1.41\omega_{ft} + 3.88\pi_{f/eu_t} - 1.73r_{f/eu_t} \\ q_{kt} &= -1.385\omega_{kt} + 0.148\pi_{kt} - 0.363dr_{kt} - 0.115ipoil_t, \end{aligned}$$

son evidencia de que en economías abiertas donde las empresas tienen costos de materias primas importadas y fijan precios agregando un margen a los costos y cuando el margen de ganancia es relativamente constante, es probable que exista una asociación negativa entre el TCR y la participación de los salarios de la economía, pero principalmente en el sector de la manufactura.

El análisis econométrico aquí desarrollado también permite concluir que la participación de las remuneraciones se ajusta a los desequilibrios de largo plazo del TCR del franco, sin embargo esto no se observa en México y en Corea del Sur. Pero además en la economía francesa el TCR también se ajusta a los desequilibrios de largo plazo de la participación salarial, es decir cuando el salario está por encima de su nivel de largo plazo los precios tienden a aumentar y a consecuencia de ello se pierde competitividad a largo plazo, el TCR se aprecia.

Por otro lado en la economías de Francia y Corea del Sur el efecto de largo plazo de la productividad laboral en el TCR es positivo, a diferencia de lo que ocurre en el caso mexicano. En estos dos países el mecanismo de ajuste del TCR, se da mediante la disminución (aumento) de los precios que se observa luego de un incremento (decremento) en la productividad laboral. Dicha disminución (aumento) de los precios internos a largo plazo tiende a depreciar (apreciar) el TCR.

Capítulo 7

Conclusiones

En esta investigación he estudiado cuáles son los determinantes del Tipo de Cambio Real (TCR) del peso mexicano en el largo plazo. El tema en sí no es nuevo, pero a mi juicio este trabajo contiene algunas innovaciones, y creo conveniente destacarlas. En primer lugar, para modelar el TCR he incluido, además de variables que con frecuencia se consideran en la literatura empírica como determinantes –concretamente la *diferencia de tasas de interés* y *productividad laboral*– también he incluido una variable distributiva, la *participación salarial*. Esta última variable está ausente de la mayoría de los estudios que he podido consultar y, en este aspecto, he tomado como fundamento teórico la teoría de los precios y la distribución del ingreso de M. Kalecki. En segundo lugar, para verificar si los resultados del modelo teórico que usé como sustento de la modelación empírica admiten algún grado de generalización, estudié empíricamente el mismo modelo, encontrando de nueva cuenta la existencia de la relación negativa de largo plazo y la causalidad de la participación salarial sobre el TCR de dos monedas y países distintos: el franco(euro) francés y el won de Corea. En tercer lugar, para llevar a cabo la investigación empírica he utilizado con el mayor rigor y el mayor grado de detalle posibles el *enfoque probabilístico de la econometría*. Específicamente, utilizo la metodología de cointegración bajo el enfoque de Johansen para determinar la relación de largo plazo; una vez hecho lo anterior reparametrizo el modelo como mecanismo corrector de errores vectorial para estimar un modelo estructural. En ambas metodologías se estimó el efecto de la participación salarial y de las otras dos variables que también se considera determinan el TCR; y se probó su causalidad en sentido de Granger. Por último, aunque no en importancia, reestimé para México el mismo modelo, del TCR del peso utilizando ahora un modelo de ecuaciones simultáneas bajo el enfoque SURE (*seemingly unrelated regression equations*) con términos de tendencia ortogonal. Con ello puse también a prueba qué tan robustos son los hallazgos de esta investigación y del enfoque econométrico utilizado.

En términos de la metodología de la ciencia de la economía aplicada,

el aporte de esta investigación consiste en mostrar que después de casi 75 años del surgimiento enfoque probabilístico de la econometría de Haavelmo, aplicar dicho enfoque consiste en la selección de la teoría acorde a la especificación estadística que satisface los supuestos probabilísticos del modelo econométrico *vis-à-vis* los datos. Ello requiere: i) del uso de las herramientas estadísticas apropiadas para hacer las inferencias que permitan descubrir las estructuras económicas en consideración de la naturaleza del mundo representado en las teorías y manifiesto en los datos, y ii) de un conocimiento profundo de los datos, su heterogeneidad, y su calidad. Por estos motivos considero que el enfoque probabilístico de la econometría; en el que se combinan conocimientos teóricos e información del mundo real, es el más consistente para generar el conocimiento acerca del efecto distributivo en el TCR de las tres divisas.

Como ya adelanté, un aporte de esta investigación al cuerpo de conocimientos de los modelos de determinación del TCR de largo plazo consiste en mostrar evidencia empírica para inscribir a la variable distributiva *participación de los salarios en el PIB* como un determinante real con efecto negativo en el TCR de largo plazo. La influencia de esta variable puede observarse en economías abiertas con un exceso de capacidad, donde las empresas fijan precios agregando un *mark-up* a sus costos unitarios y el *mark-up* depende del poder de monopolio de las empresas. En este tipo de economías, cuando los salarios nominales se mantienen constantes luego de una depreciación nominal, o si ellos crecen menos que el monto de la depreciación, entonces la participación de los salarios en el producto cae y debido a la mayor tasa de depreciación nominal respecto a la tasa de inflación, el TCR crece. Lo último, como consecuencia de que los precios aumentan menos que los costos, los que crecen únicamente a causa del incremento en los costos de las materias primas importadas. La evidencia empírica que esta investigación aporta acerca de este efecto negativo de largo plazo de la participación salarial es para el TCR respecto al dólar del peso en el periodo de 1996-2013, del franco(euro) en el periodo de 1980-2014 y del won en el periodo de 1974-2013.

En el caso de México, el análisis econométrico también nos permite concluir que la participación salarial no se ajusta a los desequilibrios de largo plazo del TCR. Este resultado no es banal, porque la razón que lo explica, es la pérdida de capacidad de los trabajadores para recuperarse ante un descenso de sus salarios, y de la participación de los salarios en el valor agregado, luego de una depreciación de la moneda. Dicho sea de paso, durante los últimos años se ha llamado la atención sobre el menor efecto de traspaso (*pass through*) de los precios ante alzas del tipo de cambio. El análisis aquí desarrollado, confirma tal resultado, pero va más lejos pues muestra que tal fenómeno obedece al desplome de la capacidad de negociación de los trabajadores.

El caso de Corea del Sur es similar al de México respecto a que la par-

ticipación de los salarios en el PIB no responde a los desequilibrios de largo plazo del TCR; mientras que en el caso francés la participación salarial sí se ajusta a las variaciones de largo plazo de su TCR.

Respecto al efecto de la diferencia de tasas de interés, el análisis econométrico para el TCR de largo plazo del peso, del euro(franco) y del won permite concluir un efecto negativo. Dicho efecto negativo sugiere que, si las autoridades monetarias nacionales no intervienen en el mercado cambiario, cuando la tasa de interés interna es mayor a la externa, se generan movimientos de capital que a largo plazo tienden a apreciar el TCR de las divisas que ofrecen mayores rendimientos. Aunque en el caso de monedas que carecen de “reputación”, no siempre una tasa de interés elevada logrará atraer capitales, y con ello, impedir una depreciación de la moneda. En México esto ha ocurrido en más de una ocasión.

Respecto a la productividad laboral, el análisis de cointegración para el TCR de largo plazo del peso permite concluir una asociación negativa de largo plazo. Esto es a primera vista sorprendente, ya que si crece la productividad los costos se reducen y los precios también deberían hacerlo, lo que debería ocasionar un alza del TCR. En verdad, esto es lo que ocurre a largo plazo en el TCR del franco(euro) y del won, y en el caso del TCR del peso a corto plazo, aunque la asociación cambia de signo a largo plazo. Algunos autores que también han encontrado una asociación negativa entre productividad y TCR, han recurrido a la hipótesis Balassa-Samuelson para explicarla. Una contribución adicional de esta investigación consistió en elaborar una explicación alternativa para la relación negativa entre productividad laboral y TCR de largo plazo al no encontrar sustento econométrico de los supuestos del efecto Balassa-Samuelson en la economía mexicana en el periodo 1996-2013. El argumento que aquí se propone es que los cambios de la participación salarial ocasionan alteraciones que operan con rezago en la productividad laboral –a través del *canal de la demanda* y/o el *canal tecnológico*– y en el TCR, pero que ocurren simultáneamente. Así la relación negativa de largo plazo entre estas dos variables es el resultado de efectos de corto plazo que ocurren simultáneamente.

Una última inferencia que realizamos a partir del análisis de cointegración, es que, en el curso del periodo estudiado, pero también en un período más largo, cuando el TCR se aleja de un valor que por comodidad podemos llamar de “equilibrio”, tiende a regresar al mismo; y ello ocurre incluso cuando el alejamiento del “equilibrio” ha sido de magnitud considerable. Aquí se argumentó que dicho comportamiento podría deberse a la operación de dos fuerzas: un equilibrio distributivo, y/o un equilibrio de tasas de interés. El análisis de la descomposición de la varianza a partir del SVEC, mostró que para el TCR del peso, ambas fuerzas operan a largo plazo. Por ejemplo, a 8 años, los shocks de las variables reales explican 81 % de la variabilidad del TCR del peso y 19 % se explica por factores financieros.

Pues bien, tomando en cuenta todos los resultados estadísticos de este trabajo, y si se observa con atención la serie de tiempo del TCR del peso, gráfico 5.1, dado que después de 2002 la participación salarial se ha reducido de manera sostenida podemos constatar que el efecto del equilibrio distributivo ha sido muy mesurado. De manera que únicamente observamos que el alza del TCR, tuvo como contrapartida sobre todo un desplome de la participación salarial. En cambio, el otro “equilibrio”, aquel del diferencial de tasas de interés, se mantuvo casi sin cambios entre 2002 y 2013.

Finalmente, en materia de econométrica aplicada, esta investigación muestra que es posible modelar adecuadamente la heterogeneidad de las variables para estimar relaciones de largo plazo con un enfoque alternativo al de cointegración, como el propuesto por Spanos et al. (2013), siempre que se cumplan los supuestos probabilísticos del modelo estadístico.

Anexos

Apéndice A

Teorema distribución normal condicional

Sea

$$\begin{pmatrix} Y \\ \mathbf{X} \end{pmatrix} \sim N_{p+1} \left[\begin{pmatrix} \mu_Y \\ \boldsymbol{\mu}_X \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Sigma_{YY} & \Sigma_{YX} \\ \Sigma_{XY} & \Sigma_{XX} \end{pmatrix} \right],$$

donde Y es una variable aleatoria escalar y \mathbf{X} es un vector aleatorio p -dimensional, $\mu_Y = E(Y)$, $\boldsymbol{\mu}_X = E(\mathbf{X})$, $\Sigma_{YY} = Var(Y) = E[(Y - E(Y))(Y - E(Y))']$, $\Sigma_{XX} = Var(\mathbf{X}) = E[(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))']$, $\Sigma_{YX} = Cov(Y, \mathbf{X}) = E[(Y - E(Y))(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))']$, $\Sigma_{XY} = Cov(\mathbf{X}, Y) = E[(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))(Y - E(Y))'] = \Sigma'_{YX}$ y Σ_{XX} es una matriz no singular. Entonces, condicionando sobre X , la variable aleatoria $(Y | \mathbf{X} = \mathbf{x})$ se distribuye normal con esperanza condicional $E(Y | \mathbf{X} = \mathbf{x}) = \alpha + \beta' \mathbf{X}$ donde $\beta = \Sigma_{XX}^{-1} \Sigma_{XY}$ y $\alpha = \mu_Y - \beta' \mu_X$ y con varianza condicional $Var(Y | X = x) = \Sigma_{YY} - \Sigma_{YX} \Sigma_{XX}^{-1} \Sigma_{XY}$. Es decir:

$$Y | \mathbf{X} = \mathbf{x} \sim N(\alpha + \beta' \mathbf{X}, \Sigma_{YY} - \Sigma_{YX} \Sigma_{XX}^{-1} \Sigma_{XY})$$

Apéndice B

Detalles de la base de datos

B.1. México

q : Logaritmo natural del TCR entre México y EE. UU., calculado como $q = \ln(e \frac{p^*}{p})$ donde e es el tipo de cambio nominal (interbancario pesos por dólar 48horas), p es el índice nacional de precios (Índice nacional de precios al consumidor de México base 2010 = 100) y p^* índice de precios externo (Índice de precios al consumidor de EE. UU. base 2010 = 100). Fuentes: Banco de México (2014) y FRED (2014)¹.

ω : Logaritmo natural de la participación porcentual de los salarios en el PIB de la industria manufacturera en México ajustados estacionalmente. La variable se calculó como el cociente de los salarios pagados en la industria manufacturera entre el PIB de la industria manufacturera. Fuente: Instituto Nacional de Geografía y Estadística (INEGI).

dr : Logaritmo natural de la diferencia de las tasas de interés nominal entre México y EE. UU. $dr = \ln(r - r^*)$. Fuentes: Banxico y FRED².

π : Logaritmo natural de la productividad laboral en la industria manufacturera en México ajustado estacionalmente. La variable fue calculada como el PIB de la industria manufacturera (base 2008=100) entre el personal ocupado total en la industria manufacturera. Fuentes: INEGI.

¹Fuente: FRED, Federal Reserve Economic Data, Federal Reserve Bank of St. Louis: *Consumer Price Index: All Items for the United States*; Organisation for Economic Co-operation and Development, Main Economic Indicators.

²Fuente: FRED, Federal Reserve Economic Data, Federal Reserve Bank of St. Louis: *3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate*; Board of Governors of the Federal Reserve System

B.2. Francia y Corea del Sur

Tabla B.1: **Variables para los modelos de Francia y Corea del Sur**

$q_i = e_i \frac{p^*}{p_i}$, Tipo de cambio real del país i ,
 e_i : Tipo de cambio nominal promedio del periodo, moneda nacional del país i por dólar
 p_i : Índice de precios al consumidor en país i base 2010=100 (all items)
 p^* : Índice de precios al consumidor en EE. UU. base 2010=100 (all items)
 Fuente: OCDE, MEI http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MEI_PRICES

wct_i : Participación salarial en el país i (en el documento ω_i)
 $wct_i = (\text{Compensación al empleo en país } i) / (\text{PIB del país } i)$
 Fuente: OECD (2015), Employee compensation by activity (indicator)
 doi: 10.1787/7af78603-en

r_i : tasa de interés nominal de largo plazo en país i ,
 r_{usa} : tasa de interés de largo plazo en EE. UU.
 Fuente: OECD (2015), Long-term interest rates (indicator). doi:10.1787/662d712c-en

En el modelo del TCR de Francia:

e_f : Tipo de cambio nominal promedio del periodo, en euros.
 De acuerdo a la metodología del World Economic Outlook se utilizó el tipo de conversión fijo entre el euro y el franco francés de 1 euro = 6.55957 francos para transformar los datos anteriores a 1999.
 $r_{rus_f} = (r_f / r_{usa})$, Tasa de interés de Francia relativa a EE. UU. (en el documento $r_{f/eu}$)
 $ptrusa_f$: Productividad en Francia relativa a EE. UU. (en el documento $\pi_{f/eu}$)
 $ptrusa_i = (\text{Índice PIB por trabajador en país } i) / (\text{índice PIB por trabajador en EE. UU.})$
 ambos índice base 2010 y ajustados estacionalmente
 Fuente: OCDE.Stats http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=ULC_EEQ

En el modelo del TCR de Corea del Sur:

π_k : Logaritmo natural del Índice del PIB por hora trabajada, base 2005=100.
 Fuente: OECD (2015), GDP per hour worked (indicator) doi:10.1787/1439e590-en
 $dr = r_i - r_{usa}$: Diferencia del logaritmo natural de la tasa de interés del país i y la tasa de interés de EE. UU. (en el documento dr_k)
 $ipoil_k$: Logaritmo natural de índice de precios del petróleo crudo, (2010=100).
 Fuente: International Financial Statistics, IMF

Apéndice C

Análisis econométrico

C.1. México

C.1.1. VAR(2), 1996q1 - 2013q4

Tabla C.1: México. VAR(2). 1996q1-2013q4
Ecuación para q

	Coefficiente	error estándar	estadístico t	p-val
q_{t-1}	0.712	0.124	5.750	0.000
q_{t-2}	0.091	0.121	0.756	0.453
ω_{t-1}	-0.487	0.235	-2.070	0.043
ω_{t-2}	0.388	0.229	1.700	0.095
dr_{t-1}	-0.021	0.024	-0.893	0.376
dr_{t-2}	0.001	0.024	0.061	0.951
π_{t-1}	-0.124	0.334	-0.370	0.713
π_{t-2}	-0.014	0.323	-0.043	0.966
Constante	1.407	0.636	2.210	0.031
D03q1	0.068	0.029	2.350	0.023
D98q3	0.095	0.030	3.220	0.002
D08q4	0.170	0.032	5.390	0.000
D09q1	0.129	0.035	3.670	0.001
D02q2	0.020	0.030	0.645	0.522
D97q2	0.008	0.031	0.274	0.785

Tabla C.2: México. VAR(2). 1996q1-2013q4
Ecuación para ω

	Coefficiente	error estándar	estadístico t	p-val
q_{t-1}	-0.116	0.094	-1.240	0.219
q_{t-2}	0.004	0.091	0.045	0.964
ω_{t-1}	1.071	0.178	6.030	0.000
ω_{t-2}	-0.226	0.173	-1.310	0.196
dr_{t-1}	0.014	0.018	0.793	0.431
dr_{t-2}	-0.022	0.018	-1.240	0.220
π_{t-1}	0.006	0.252	0.025	0.980
π_{t-2}	-0.179	0.244	-0.734	0.466
Constante	1.467	0.481	3.050	0.004
D03q1	-0.011	0.022	-0.500	0.619
D98q3	-0.022	0.022	-0.998	0.323
D08q4	-0.010	0.024	-0.438	0.663
D09q1	0.041	0.027	1.540	0.130
D02q2	-0.038	0.023	-1.680	0.100
D97q2	-0.037	0.023	-1.600	0.114

Tabla C.3: México. VAR(2). 1996q1-2013q4
Ecuación para dr

	Coefficiente	error estándar	estadístico t	p-val
q_{t-1}	-0.791	0.552	-1.430	0.158
q_{t-2}	0.654	0.537	1.220	0.229
ω_{t-1}	-0.659	1.049	-0.629	0.532
ω_{t-2}	-0.011	1.019	-0.011	0.992
dr_{t-1}	1.352	0.105	12.900	0.000
dr_{t-2}	-0.608	0.106	-5.750	0.000
π_{t-1}	1.227	1.489	0.824	0.413
π_{t-2}	-2.490	1.440	-1.730	0.090
Constante	8.391	2.837	2.960	0.005
D03q1	0.177	0.130	1.360	0.179
D98q3	0.521	0.132	3.940	0.000
D08q4	0.212	0.141	1.510	0.138
D09q1	0.123	0.157	0.783	0.437
D02q2	-0.096	0.135	-0.713	0.479
D97q2	0.040	0.137	0.294	0.770

Tabla C.4: México. VAR(2). 1996q1-2013q4
Ecuación para π

	Coefficiente	error estándar	estadístico t	p-val
q_{t-1}	0.104	0.052	1.990	0.052
q_{t-2}	-0.015	0.051	-0.285	0.777
ω_{t-1}	0.288	0.100	2.890	0.006
ω_{t-2}	-0.192	0.097	-1.990	0.052
dr_{t-1}	-0.015	0.010	-1.550	0.126
dr_{t-2}	0.017	0.010	1.710	0.093
π_{t-1}	0.996	0.141	7.040	0.000
π_{t-2}	0.079	0.137	0.577	0.567
Constante	-0.785	0.269	-2.910	0.005
D03q1	-0.020	0.012	-1.610	0.113
D98q3	-0.010	0.013	-0.805	0.424
D08q4	-0.002	0.013	-0.140	0.889
D09q1	-0.035	0.015	-2.320	0.024
D02q2	0.038	0.013	2.970	0.004
D97q2	0.038	0.013	2.950	0.005

C.1.2. Ecuaciones de VECM

En las siguientes tablas denotamos por CI_t al término corrector de las desviaciones del TCR respecto a su equilibrio, dado por:

$$CI_t = q_t + 0.93\omega_t + 0.11dr_t + 1.0\pi_t - 9.53.$$

Tabla C.5: México. VECM. 1996q1-2013q4
Ecuación para Δq

	coeficiente	error estándar	estadístico t	p-val
Δq_{t-1}	-0.092	0.086	-1.06	0.2919
Δw_{t-1}	-0.395	0.1498	-2.64	0.0107
CI_{t-1}	-0.174	0.030	-5.7	0.000
D03q1	0.065	0.025	2.59	0.012
D98q3	0.097	0.027	3.55	0.0008
D08q4	0.163	0.025	6.52	0.000
D09q1	0.137	0.029	4.61	0.000

Tabla C.6: México. VECM. 1996q1-2013q4
Ecuación para $\Delta \omega$

	coeficiente	error estándar	estadístico t	p-val
Δw_{t-1}	0.214	0.125	1.71	0.093
D98q3	-0.027	0.017	-1.59	0.117

Tabla C.7: México. VECM. 1996q1-2013q4
Ecuación para Δdr

	coeficiente	error estándar	estadístico t	p-val
Δdr_{t-1}	0.515	0.090	5.72	0.000
$\Delta \pi_{t-1}$	2.546	1.017	2.5	0.015
CI_{t-1}	-0.617	0.153	-4.02	0.000
D98q3	0.533	0.132	4.05	0.000

Tabla C.8: México. VECM. 1996q1-2013q4
Ecuación para $\Delta\pi$

	coeficiente	error estándar	estadístico t	p-val
$\Delta\omega_{t-1}$	0.192	0.066	2.92	0.005
Δdr_{t-1}	-0.014	0.006	-2.2	0.031
CI_{t-1}	0.058	0.010	5.68	0.000
D09q1	-0.021	0.009	-2.28	0.026
D02q2	0.029	0.009	3.35	0.001
D97q2	0.028	0.009	3.08	0.003
D03q1	-0.020	0.009	-2.31	0.025

C.1.3. Pruebas de incorrecta especificación del VECM

Tabla C.9: México. VECM. 1996q1-2013q4
Pruebas conjuntas de incorrecta especificación

AR	Normalidad	Hetero	HeteroX
F(80,168)	$\chi^2(8)$	F(40,214)	F(80,183)
1.039	9.732	1.008	0.893
[0.4127]	[0.2843]	[0.4646]	[0.7138]

C.1.4. Modelo ARDL precios relativos

Tabla C.10: Base de datos modelo precios relativos
1996q1-2011q4

pr_srm	Precios relativos no comerciables respecto a comerciables. Índice de precios del sector terciario respecto al de la manufactura de México
TC1pmr_mxusa	Tasa de crecimiento trimestral de la productividad laboral en la manufactura mexicana respecto a la de EE. UU.
TC1pib_manuf	Tasa de crecimiento trimestral del PIB en la manufactura mexicana
q	Tipo de cambio real pesos por dólar

Tabla C.11: Pruebas de raíces unitarias, ADF

	Niveles		Primeras diferencias		
	constante+ tendencia + ciclo		constante		
	<i>k</i>	<i>t-adf</i>		<i>k</i>	<i>t-adf</i>
pr_srm	2	-1.605	Δ pr_srm	4	-6.087**
TC1pib_manuf	0	-6.784**	Δ TC1pmr_mxusa	2	-10.69**
TC1pmr_mxusa	1	-7.097**	Δ TC1pib_manuf	2	-10.19**
q	0	-3.345	Δ q	3	-4.585**

Valores críticos con T=63 a los niveles de significancia de:

5%=-2.91 y 1%=-3.54 con constante

5%=-3.48 y 1%=-4.11 con constante+ tendencia + ciclo

Tabla C.12: México. ARDL para pr_srm_1
1996(1) - 2011(3)

Variable	Coefficiente	ErrorEstd	t-val	t-prob
pr_srm_1	1.37	0.14	10.10	0.00
pr_srm_2	-0.64	0.21	-2.99	0.00
pr_srm_3	0.14	0.13	1.13	0.27
Constant	16.41	7.22	2.27	0.03
TC1pmr_mxusa	-0.03	0.06	-0.50	0.62
TC1pmr_mxusa_1	-0.12	0.06	-1.84	0.07
TC1pmr_mxusa_2	0.05	0.07	0.71	0.48
TC1pmr_mxusa_3	-0.20	0.07	-2.96	0.00
TC1pib_manuf	-0.28	0.10	-2.83	0.01
TC1pib_manuf_1	0.07	0.09	0.71	0.48
TC1pib_manuf_2	-0.16	0.09	-1.82	0.07
TC1pib_manuf_3	0.17	0.08	2.20	0.03
q	-1.16	0.32	-3.63	0.00
q_1	1.20	0.43	2.79	0.01
q_2	-0.37	0.38	-0.98	0.33
q_3	0.09	0.32	0.27	0.79

Pruebas de incorrecta especificación				
Prueba	estadístico		<i>p</i> - value	
AR1-4	F(4,43)	1.56	[0.2022]	
ARCH1-4	F(4,55)	1.37	[0.2566]	
Normalidad	$\chi^2(2)$	0.91	[0.6348]	
Heterocedasticidad	F(30,32)	1.31	[0.2272]	
RESET23	F(2,45)	3.89	[0.0277]*	

Ecuación de largo plazo para pr_srm				
Variable	Coefficiente	ErrorEstd	t-val	t-prob
TC1pmr_mxusa	-2.32	1.27	-1.83	0.0727
TC1pib_manuf	-1.59	1.438	-1.11	0.2733
q	-1.97	1.119	-1.76	0.0832
Constant	128.52	14.01	9.17	0

Tabla C.13: **Modelo correcto de errores Δpr_srm
1996(1) - 2011(3)**

Variable	Coefficiente	ErrorEstd	t-val	t-prob
Constante	16.41	7.22	2.27	0.03
Δpr_srm_1	0.50	0.12	3.99	0.00
Δpr_srm_2	-0.14	0.13	-1.13	0.27
$\Delta TC1pmr_mxusa$	-0.03	0.06	-0.50	0.62
$\Delta TC1pmr_mxusa_1$	0.15	0.08	1.76	0.08
$\Delta TC1pmr_mxusa_2$	0.20	0.07	2.96	0.00
$\Delta TC1pib_manuf$	-0.28	0.10	-2.83	0.01
$\Delta TC1pib_manuf_1$	-0.01	0.10	-0.13	0.90
$\Delta TC1pib_manuf_2$	-0.17	0.08	-2.20	0.03
Δq	-1.16	0.32	-3.63	0.00
Δq_1	0.29	0.32	0.88	0.38
Δq_2	-0.09	0.32	-0.27	0.79
pr_srm_1	-0.13	0.05	-2.48	0.02
$TC1pmr_mxusa_1$	-0.30	0.11	-2.72	0.01
$TC1pib_manuf_1$	-0.20	0.16	-1.26	0.21
q_1	-0.25	0.20	-1.29	0.20

Pruebas de incorrecta especificación

Prueba	estadístico	$p - value$
AR 1-4	F(4,43)	1.56 [0.2022]
ARCH 1-4	F(4,55)	1.37 [0.2566]
Normalidad	$\chi^2(2)$	0.91 [0.6348]
Heterocedasticidad	F(30,32)	0.87 [0.6537]
RESET23	F(2,45)	0.86 [0.4281]

Tabla C.14: **Prueba de Cointegración PSS
Caso (ii): Constante restringida y sin tendencia**

Mecanismo correcto de error								
$z=pr_srm - (128.5 - 2.3 TC1pmr_mxusa - 1.6 TC1pib_manuf - 1.9 q)$								
$H_0: Cte=pr_srm_1=TC1pmr_mxusa_1=TC1pib_manuf_1=q_1 = 0$								
$F(5,47)=3.4415$								
Límites de los valores críticos asintóticos del estadística F								
alpha	0.1		0.05		0.025		0.01	
k	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
3	2.37	3.2	2.79	3.67	3.15	4.08	3.65	4.66

C.2. Francia

C.2.1. Pruebas de incorrecta especificación

Tabla C.15: Francia. Pruebas de incorrecta especificación VAR(2) 1980q3-2014q4

Pruebas Individuales					
Ec.	Portma(12)	AR 1-5	Normalidad	Hetero	ARCH 1-4
	$\chi^2(10)$	F(5,114)	$\chi^2(2)$	F(16,111)	F(4,130)
q_f	5.676 [0.8417]	0.670 [0.6468]	4.065 [0.1310]	1.000 [0.4620]	1.389 [0.2412]
ω_f	8.655 [0.5651]	1.215 [0.3067]	3.354 [0.1869]	1.572 [0.0884]	4.278 [0.0028]**
π_f/eu	9.729 [0.4646]	0.183 [0.9684]	0.239 [0.8875]	1.564 [0.0908]	0.337 [0.8523]
r_{us}/f	19.183 [0.0380]*	1.8357 [0.0512]	3.619 [0.1638]	1.327 [0.1935]	0.673 [0.6115]

Pruebas Conjuntas				
Portma(12)	AR 1-5	Normalidad	ZHetero	RESET23
$\chi^2(160)$	F(80,381)	$\chi^2(8)$	F(64,425)	F(32,399)
152.490	1.126	14.833	1.385	1.893
[0.6514]	[0.2335]	[0.0625]	[0.0335]*	[0.0029]**

Con * y ** se denota que la prueba rechaza H_0 al 95% y 99% de confianza.

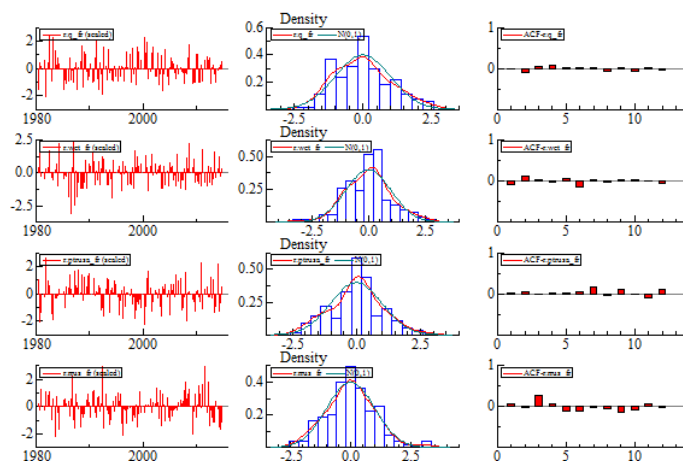


Figura C.1: Francia. Errores estimados de las ecuaciones del VAR(2) en el periodo 1980-2014, histogramas y funciones de autocorrelación

C.2.2. Análisis de cointegración

Tabla C.16: **Francia. Pruebas de cointegración VAR(2)**

r	η_r	[p-val]	ξ_r	[p-val]	η_r^a	[p-val]	ξ_r^a	[p-val]
0	73.4	[0.000]**	31.52	[0.017]*	69.15	[0.001]**	29.7	[0.033]*
1	41.88	[0.007]**	22.2	[0.050]*	39.45	[0.015]*	20.91	[0.077]
2	19.68	[0.059]	18.13	[0.019]*	18.54	[0.084]	17.08	[0.030]*
3	1.55	[0.853]	1.55	[0.853]	1.46	[0.868]	1.46	[0.868]

Con * y ** se denota que la prueba rechaza $H(r)$ al 95 % y 99 % de confianza.

^aAjuste de la pruebas de *traza* y máximo eigenvalor por los grados de libertad

Tabla C.17: **Francia. Inferencia del espacio de cointegración**
Pruebas de exclusión de los vectores de cointegración

	q_f	ω_f	$\pi_{f/eu}$	$r_{f/eu}$	<i>Cte</i>
β_q	1	2.2069	-2.8965	1.3268	0
p-val	-	[0.029]	[0.000]	[0.000]	-
β_ω	0.0679	1	0	0	-0.554
p-val	[0.015]	-	-	-	[0.000]
β_π	-0.8615	0	1	-0.460	0
p-val	[0.000]	-	-	[0.000]	-
Pruebas de débil exogeneidad					
	Δq_f	$\Delta \omega_f$	$\Delta \pi_{f/eu}$	$\Delta r_{f/eu}$	
α_q	0.073	0.002	0	-0.178	
p-val	[0.004]	[0.045]	-	[0.000]	
α_ω	0.355	-0.042	-0.051	-0.085	
p-val	[0.126]	[0.001]	[0.237]	[0.845]	
α_π	0.254	0	-0.001	-0.281	
p-val	[0.000]	-	[0.912]	[0.010]	

C.2.3. VECM del franco-euro

El modelo VAR(2) restringido al rango de cointegración de $r = 3$, se reescribe en forma VECM con los mecanismos de corrección dados por:

$$\begin{aligned} CI_{qt} &= q_{ft} + 2.21\omega_{ft} - 2.9\pi_{f/eu_t} + 1.33r_{f/eu_t} \\ CI_{\omega t} &= 0.07q_{ft} + \omega_{ft} - 0.55 \\ CI_{\pi t} &= -0.86q_{ft} + \pi_{f/eu_t} - 0.46r_{f/eu_t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta_{(ee)} q_{ft} &= \underset{(0.092)}{0.47} \Delta q_{ft-1} + \underset{(0.025)}{0.0664} CI_{qt-1} + \underset{(0.25)}{0.529} CI_{\omega t-1} \\ &+ \underset{(0.04)}{0.112} D84q3_t + \underset{(0.038)}{0.0699} D00q1_t + \underset{(0.041)}{0.133} D01q2_t \\ &+ \underset{(0.04)}{0.0704} D11q4_t + \underset{(0.064)}{0.276} CI_{\pi t-1} + \underset{(0.04)}{0.1} D85q1_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta_{(ee)} \omega_{ft} &= \underset{(0.067)}{0.166} \Delta \omega_{ft-1} + \underset{(0.00073)}{0.0021} CI_{qt-1} - \underset{(0.01)}{0.0427} CI_{\omega t-1} \\ &+ \underset{(0.0019)}{0.00325} D81q2_t - \underset{(0.0018)}{0.00597} D84q3_t + \underset{(0.0018)}{0.0062} D84q4_t \\ &+ \underset{(0.0019)}{0.00489} D01q2_t + \underset{(0.0019)}{0.00474} D09q1_t - \underset{(0.0018)}{0.0062} D86q3_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta_{(ee)} \pi_{f/eu_t} &= \underset{(0.02)}{-0.0483} CI_{\omega t-1} + \underset{(0.006)}{0.0237} D81q2_t + \underset{(0.0056)}{0.028} D82q1_t \\ &+ \underset{(0.0055)}{0.0198} D00q1_t - \underset{(0.006)}{0.0108} D01q2_t - \underset{(0.006)}{0.016} D09q1_t \\ &+ \underset{(0.0056)}{0.0168} D81q4_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta_{(ee)} r_{f/eu_t} &= \underset{(2.1)}{-4.79} \Delta \omega_{ft-1} + \underset{(0.062)}{0.135} \Delta r_{f/eu_{t-1}} - \underset{(0.039)}{0.187} CI_{qt-1} \\ &- \underset{(0.082)}{0.28} CI_{\pi t-1} + \underset{(0.055)}{0.281} D82q4_t + \underset{(0.057)}{0.198} D09q1_t \\ &+ \underset{(0.057)}{0.363} D11q4_t + \underset{(0.056)}{0.198} D11q3_t + \underset{(0.055)}{0.173} D92q3_t \end{aligned}$$

C.2.4. Causalidad de Granger en VECM

Tabla C.18: Francia causalidad de Granger en VECM

Hipótesis	estadístico	p-val
Ecuación de Δq_f		
$\Delta q_f \rightarrow$	16.256	[0.0001]**
$\Delta \omega_f \rightarrow$	0.031	[0.8592]
$\Delta \pi_{f/eu} \rightarrow$	1.451	[0.2285]
$\Delta r_{f/eu} \rightarrow$	0.627	[0.4283]
$CI_q \rightarrow$	8.731	[0.0031]**
$CI_\omega \rightarrow$	2.384	[0.1226]
$CI_\pi \rightarrow$	19.397	[0.0000]**
Ecuación de $\Delta \omega_f$		
$\Delta q_f \rightarrow$	0.253	[0.6148]
$\Delta \omega_f \rightarrow$	6.2194	[0.0126]*
$\Delta \pi_{f/eu} \rightarrow$	0.032	[0.8581]
$\Delta r_{f/eu} \rightarrow$	0.140	[0.7084]
$CI_q \rightarrow$	1.614	[0.2039]
$CI_\omega \rightarrow$	8.937	[0.0028]**
$CI_\pi \rightarrow$	0.005	[0.9436]
Ecuación de $\Delta \pi_{f/eu}$		
$\Delta q_f \rightarrow$	0.015	[0.9017]
$\Delta \omega_f \rightarrow$	1.820	[0.1773]
$\Delta \pi_{f/eu} \rightarrow$	0.032	[0.8581]
$\Delta r_{f/eu} \rightarrow$	0.508	[0.4760]
$CI_q \rightarrow$	0.017	[0.8952]
$CI_\omega \rightarrow$	1.299	[0.2544]
$CI_\pi \rightarrow$	0.031	[0.8613]
Ecuación de $\Delta r_{f/eu}$		
$\Delta q_f \rightarrow$	0.260	[0.6098]
$\Delta \omega_f \rightarrow$	3.199	[0.0737]
$\Delta \pi_{f/eu} \rightarrow$	0.003	[0.9569]
$\Delta r_{f/eu} \rightarrow$	5.3681	[0.0205]*
$CI_q \rightarrow$	14.685	[0.0001]**
$CI_\omega \rightarrow$	0.037	[0.8465]
$CI_\pi \rightarrow$	6.734	[0.0095]**

\rightarrow significa no causa en el sentido de Granger

C.3. Corea del Sur

C.3.1. Pruebas de incorrecta especificación

Tabla C.19: Corea del Sur. Pruebas de incorrecta especificación.
VAR(2) 1976-2013

Pruebas Individuales					
Ec.	Pormant(5)	AR1-2	ARCH1-1	Normalidad	Hetero
	$\chi^2(3)$	F(2,22)	F(1,31)	$\chi^2(3)$	F(20,14)
q_{kt}	0.35695 [0.9490]	0.13365 [0.8756]	0.69701 [0.4093]	3.0709 [0.2154]	0.97906 [0.5285]
ω_{kt}	3.7507 [0.2897]	3.032 [0.0687]	0.31063 [0.5807]	1.466 [0.4805]	1.7484 [0.1438]
π	3.1736 [0.3656]	1.0946 [0.3522]	0.38694 [0.5378]	2.3208 [0.3134]	1.8525 [0.1204]
dr_{kt}	3.3688 [0.3382]	0.4792 [0.6256]	0.23442 [0.6312]	0.010762 [0.9946]	0.49812 [0.9247]
$ipoil$	3.3272 [0.3439]	1.7362 [0.1995]	7.2824 [0.0105]*	4.5851 [0.1010]	2.2777 [0.0596]
Pruebas Conjuntas					
	Pormant(5)	AR1-4	Normalidad	ZHetero	RESET3
	$\chi^2(75)$	F(50,48)	$\chi^2(10)$	F(100,53)	F(50,48)
	[0.0016]**	[0.0810]	[0.7518]	[0.0576]	[0.0228]*

Con * y ** se denota que la prueba rechaza H_0 al 95 % y 99 % de confianza.

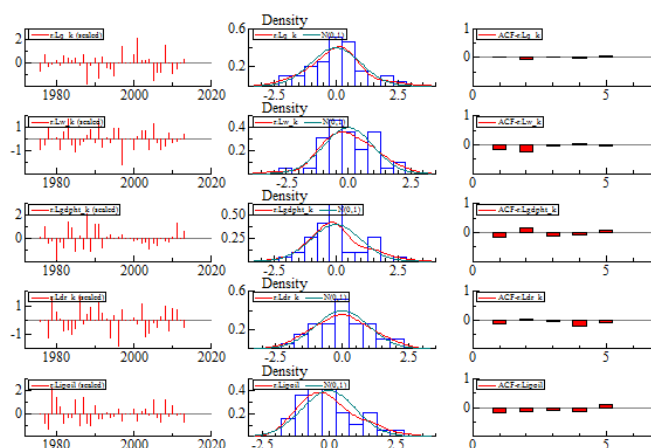


Figura C.2: Corea del Sur. Errores estimados de las ecuaciones del VAR(2) en el periodo 1976-2013, histogramas y funciones de autocorrelación

C.3.2. Análisis de cointegración

Tabla C.20: Corea del Sur. Pruebas de cointegración VAR(2)

r	η_r	[p-val]	ξ_r	[p-val]	η_r^a	[p-val]	ξ_r^a	[p-val]
0	90.09	[0.000]**	37.67	[0.013]*	66.38	[0.090]	27.76	[0.232]
1	52.42	[0.016]*	27.33	[0.051]	38.62	[0.279]	20.14	[0.343]
2	25.08	[0.163]	14.24	[0.359]	18.48	[0.541]	10.49	[0.703]
3	10.84	[0.225]	7.97	[0.390]	7.99	[0.474]	5.87	[0.635]
4	2.87	[0.090]	2.87	[0.090]	2.12	[0.146]	2.12	[0.146]

Con * y ** se denota que la prueba rechaza $H(r)$ al 95 % y 99 % de confianza.

^aAjuste de la pruebas de *traza* y máximo eigenvalor por los grados de libertad

Tabla C.21: Corea del Sur. Pruebas de exclusión del vector de cointegración

$\hat{\beta}'$	β_q	β_ω	β_π	β_{dr}	β_{ipoil}	$\beta_{dumm1998}$
	1	1.3849	-0.14845	0.36358	0.11449	-0.18753
Ho: $\hat{\beta}_i = 0$	[p-val]	[0.0188]*	[0.0166]*	[0.0018]**	[0.0220]*	[0.1011]

Con * y ** se denota significancia al nivel de 5 % y 1 %

Tabla C.22: Corea del Sur. Otras pruebas de exclusión del vector de cointegración

Ho :	gl	$\chi^2_{(gl)}$	[p-val]
$\hat{\beta}_\omega = \hat{\beta}_\pi = 0$	2	6.0665	[0.0482]*
$\hat{\beta}_\omega = \hat{\beta}_\pi = \hat{\beta}_{dumm1998} = 0$	3	18.644	[0.0003]**
$\hat{\beta}_\omega = \hat{\beta}_{dumm1998} = 0$	2	17.591	[0.0002]**
$\hat{\beta}_\pi = \hat{\beta}_{dumm1998} = 0$	2	10.766	[0.0046]**
$\hat{\beta}_{dumm1998} = 0$	7	2.6873	[0.1011]

Tabla C.23: Corea del Sur. Pruebas de débil exogeneidad

$\hat{\alpha}'$	Δq_{kt}	$\Delta \omega_{kt}$	$\Delta \pi_{kt}$	Δdr_{kt}	$\Delta ipoil$
	-0.465	-0.0004	-0.024	-0.916	-0.0012
Ho: $\hat{\alpha}_i = 0$,	[p-val]	[0.0260]*	[0.9945]	[0.0013]**	[0.9977]

Con * y ** se denota significancia al nivel de 5 % y 1 %

C.3.3. VECM del won

El modelo VAR(2) restringido al rango de cointegración de $r = 1$, se reescribe en forma VECM con los mecanismo de corrección dados por:

$$CIq_{kt} = q_{kt} + 1.385\omega_{kt} + 0.148\pi_{kt} + 0.364dr_{kt} + 0.115ipoil_t \quad (C.1)$$

$$\begin{aligned} \Delta q_{kt} \underset{(ee)}{=} & \underset{(0.18)}{0.84} \Delta q_{kt-1} - \underset{(0.592)}{1.53} \Delta \omega_{kt-1} + \underset{(0.044)}{0.146} \Delta ipoil_{t-1} \\ & - \underset{(0.145)}{0.488} CIq_{kt-1} + \underset{(1.78)}{6.01} - \underset{(0.093)}{0.3} D1999_t \end{aligned}$$

$$\Delta \omega_{kt} \underset{(ee)}{=} - \underset{(0.039)}{0.127} \Delta q_{kt-1} + \underset{(0.13)}{0.531} \Delta \omega_{kt-1} + \underset{(0.02)}{0.05} D1999_t$$

$$\begin{aligned} \Delta \pi_{kt} \underset{(ee)}{=} & \underset{(0.15)}{0.271} \Delta \omega_{kt-1} + \underset{(0.11)}{0.158} \Delta \pi_{kt-1} - \underset{(0.013)}{0.056} \Delta ipoil_{t-1} \\ & + \underset{(0.007)}{0.049} + \underset{(0.022)}{0.0228} D1999_t - \underset{(0.018)}{0.073} D2012_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta dr_{kt} \underset{(ee)}{=} & \underset{(0.23)}{0.613} \Delta q_{kt-1} - \underset{(0.78)}{3.16} \Delta \omega_{kt-1} + \underset{(0.57)}{2.42} \Delta \pi_{kt-1} \\ & + \underset{(0.099)}{0.388} \Delta dr_{kt-1} - \underset{(0.22)}{1.08} CIq_{kt-1} + \underset{(2.7)}{13.1} \\ & - \underset{(0.12)}{0.539} D1999_t + \underset{(0.086)}{0.305} D2012_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta ipoil_t \underset{(ee)}{=} & - \underset{(0.44)}{1.97} \Delta q_{kt-1} + \underset{(1.4)}{3.39} \Delta \omega_{kt-1} - \underset{(0.21)}{0.469} \Delta dr_{kt-1} \\ & - \underset{(0.13)}{0.296} \Delta ipoil_{t-1} + \underset{(0.24)}{1.16} D1999_t \end{aligned}$$

C.3.4. Causalidad de Granger en VECM

Tabla C.24: Corea del Sur. Causalidad de Granger en VECM

Hipótesis	estadístico	p-val
Ecuación de Δq_k		
$\Delta\omega_k \rightarrow$	4.91	[0.0268]*
$\Delta\pi_k \rightarrow$	0.84	[0.3600]
$\Delta dr_k \rightarrow$	1.59	[0.2072]
$\Delta ipoil_k \rightarrow$	9.69	[0.0019]**
$CIq_k \rightarrow$	4.49	[0.0341]*
Ecuación de $\Delta\omega_k$		
$\Delta q_k \rightarrow$	5.73	[0.0167]*
$\Delta\pi_k \rightarrow$	0.002	[0.9638]
$\Delta dr_k \rightarrow$	6.38E-05	[0.9936]
$\Delta ipoil_k \rightarrow$	0.39	[0.5302]
$CIq_k \rightarrow$	0.23089	[0.6309]
Ecuación de $\Delta\pi_k$		
$\Delta q_k \rightarrow$	0.02	[0.8839]
$\Delta\omega_k \rightarrow$	2.21	[0.1372]
$\Delta dr_k \rightarrow$	1.29	[0.2560]
$\Delta ipoil_k \rightarrow$	17.64	[0.0000]**
$CIq_k \rightarrow$	0.51294	[0.4739]
Ecuación de Δdr_k		
$\Delta q_k \rightarrow$	5.53	[0.0187]*
$\Delta\omega_k \rightarrow$	14.12	[0.0002]**
$\Delta\pi_k \rightarrow$	10.525	[0.001]**
$\Delta ipoil_k \rightarrow$	0.182	[0.6696]
$CIq_k \rightarrow$	19.463	[0.0000]**
Ecuación de $\Delta ipoil_k$		
$\Delta q_k \rightarrow$	15.76	[0.0001]**
$\Delta\omega_k \rightarrow$	2.79	[0.0944]
$\Delta\pi_k \rightarrow$	1.26	[0.2608]
$\Delta dr_k \rightarrow$	2.99	[0.0838]
$CIq_k \rightarrow$	0.011820	[0.9134]

\rightarrow significa no causa en el sentido de Granger

Bibliografía

- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *The Journal of Political Economy*, 584–596.
- Banco de México. (2014). Indicadores económicos, información en línea www.banxico.org.mx.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., y Hendry, D. (1993). Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. *OUN Catalogue*.
- Beveridge, S., y Nelson, C. R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the ‘business cycle’. *Journal of Monetary economics*, 7(2), 151–174.
- Billingsley, P. (2008). *Probability and measure*. John Wiley & Sons.
- Blecker, R. A. (1999). Kaleckian macro models for open economies. *Foundations of International Economics: Post Keynesian Perspectives*, Routledge, London, 116–49.
- Brockwell, P. J., y Davis, R. A. (1991). *Time series: theory and methods*. Springer Science & Business Media.
- Caballero U., E., y López, G. (2012). Fiscal policy and private investment: latin america in a comparative perspective. *Revista de Economía Política*, 32(2), 241–259.
- Canzoneri, R. y D. B., M. B. Cumby. (1999). Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of oecd countries. *Journal of international economics*, 47(2), 245–266.
- Cartwright, N. (1991). Replicability, reproducibility, and robustness: Comments on harry collins. *History of Political Economy*, 23(1), 143–155.
- Chinn, M. (1999). Productivity, government spending and the real exchange rate: evidence for oecd countries. En *Equilibrium exchange rates* (pp. 163–190). Springer.
- Chinn, M., y Johnston, L. (1996). *Real exchange rate levels, productivity and demand shocks: evidence from a panel of 14 countries* (Inf. Téc.). National bureau of economic research.
- Chong, Y., Jordà, Ò., y Taylor, A. M. (2012). The harrod–balassa–samuelson hypothesis: Real exchange rates and their long-run equilibrium. *Inter-*

- national Economic Review*, 53(2), 609–634.
- Choudhri, E. U., y Khan, M. S. (2005). Real exchange rates in developing countries: Are balassa-samuelson effects present? *IMF Staff Papers*, 387–409.
- Clark, P. B., y MacDonald, R. (1999). Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of beers and feers. En *Equilibrium exchange rates* (pp. 285–322). Springer.
- Clemens, M. A. (2015). *The meaning of failed replications: A review and proposal* (Inf. Téc.). Institute for the Study of Labor (IZA).
- Collins, H. M. (1991). The meaning of replication and the science of economics. *History of Political Economy*, 23(1), 123-142. Descargado de <http://hope.dukejournals.org/content/23/1/123.short> doi: doi:10.1215/00182702-23-1-123
- Crocker, J., y Cooper, M. L. (2011). Addressing scientific fraud. *Science*, 334(6060), 1182–1182.
- Davidson, J. E., Hendry, D. F., Srba, F., y Yeo, S. (1978). Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the united kingdom. *The Economic Journal*, 661–692.
- Davidson, R., y MacKinnon, J. G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics* (n.º 9780195060119). Oxford University Press.
- Dennis, J. G., Hansen, H., Johansen, S., y Juselius, K. (2006). Cats in rats. *Cointegration analysis of time series, Version, 2*.
- Dewald, W. G., Thursby, J. G., y Anderson, R. G. (1986). Replication in empirical economics: The journal of money, credit and banking project. *The American Economic Review*, 587–603.
- Dickey, D., y Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427–431.
- Dolado, J. J., y Lütkepohl, H. (1996). Making wald tests work for cointegrated var systems. *Econometric Reviews*, 15(4), 369–386.
- Doornik, J. A. (1998). Approximations to the asymptotic distributions of cointegration tests. *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 573–593.
- Doornik, J. A., y Hendry, D. F. (2013). *Modelling Dynamic Systems Using PcGive 14: Volume II*. Timberlake Consultants Ltd.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F., y Nielsen, B. (1998). Inference in cointegrating models: Uk m1 revisited. *Journal of economic surveys*, 12(5), 533–572.
- Drukker, D. M., y Guan, W. (2003). Replicating the results in 'on efficient estimation with panel data: an empirical comparison of instrumental variables estimators'. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 119–119.
- Dussel Peters, E. (1997). La economía de la polarización: teoría y evolución del cambio estructural de las manufacturas mexicanas (1988-1996).

México, DF, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Editorial JUS.

- Duwendack, M., Palmer-Jones, R. W., y Reed, W. R. (2015). Replications in economics: A progress report. *Scholarly Comments on Academic Economics*, 12(2), 164–191.
- Engel, C., Mark, N. C., West, K. D., Rogoff, K., y Rossi, B. (2007). Exchange rate models are not as bad as you think [with comments and discussion]. *NBER Macroeconomics annual*, 22, 381–473.
- Engle, R. F., y Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Fisher, R. A. (1922). On the mathematical foundations of theoretical statistics. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A, Containing Papers of a Mathematical or Physical Character*, 222, 309–368.
- FRED. (2014). Federal Reserve Bank of St. Louis. *Federal Reserve Economic Data*.
- Frisch, R. (1933). Editorial. *Econometrica*(1), 1–4.
- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121–130.
- Granger, C. W., y Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111–120.
- Haavelmo, T. (1943a). The statistical implications of a system of simultaneous equations. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 1–12.
- Haavelmo, T. (1943b). Statistical testing of business-cycle theories. *The Review of Economic Statistics*, 13–18.
- Haavelmo, T. (1944). The probability approach in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, iii–115.
- Hamermesh, D. S. (2007). Viewpoint: Replication in economics. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 40(3), 715–733.
- Hannan, E., y Quinn, B. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 190–195.
- Hansen, H., y Johansen, S. (1999). Some tests for parameter constancy in cointegrated var-models. *The Econometrics Journal*, 2(2), 306–333.
- Hendry, D. F. (2017). Deciding between alternative approaches in macroeconomics. *International Journal of Forecasting*.
- Hendry, D. F., y Juselius, K. (2001). Explaining cointegration analysis: Part ii. *The Energy Journal*, 75–120.

- Hendry, D. F., y Mizon, G. E. (1978). Serial correlation as a convenient simplification, not a nuisance: A comment on a study of the demand for money by the bank of england. *The Economic Journal*, 88(351), 549–563.
- Hendry, D. F., y Nielsen, B. (2007). *Econometric modeling: a likelihood approach*. Princeton University Press.
- Hendry, D. F., y Richard, J.-F. (1982). On the formulation of empirical models in dynamic econometrics. *Journal of Econometrics*, 20(1), 3–33.
- Hoover, K. D., Johansen, S., y Juselius, K. (2008). Allowing the data to speak freely: The macroeconometrics of the cointegrated vector autoregression. *The American Economic Review*, 98(2), 251–255.
- Hoover, K. D., y Juselius, K. (2012). Experiments, passive observation and scenario analysis: Trygve haavelmo and the cointegrated vector autoregression. *Univ. of Copenhagen Dept. of Economics Discussion Paper*(12-16).
- Ibarra, C. (2011). Capital flows and real exchange rate appreciation in mexico. *World Development*, 39(12), 2080–2090.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231–254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551–1580.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press on Demand.
- Johansen, S., y Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169–210.
- Juselius, K. (2006). *The cointegrated var model: methodology and applications*. Oxford University Press.
- Kakkar, V. (2001). Long run real exchange rates: evidence from mexico. *Economics Letters*, 72(1), 79–85.
- Kakkar, V., y Ogaki, M. (1999). Real exchange rates and nontradables: A relative price approach. *Journal of Empirical Finance*, 6(2), 193–215.
- Kalecki, M. (1939). Money and real wages. *ristampato in J. Osiatinsky ed, Collected Works of Michal Kalecki*, 2, 21–50.
- Kalecki, M. (1969). Introduction to the theory of growth in a socialist economy. En *Collected works of michal kalecki: Volume iv: Socialism: Economic growth and efficiency of investment*. Oxford University Press.
- Kalecki, M. (1971). *Selected essays on the dynamics of the capitalist economy 1933-1970*. CUP Archive.
- Kolmogorov, A. (1933). *Foundations of the theory of probability. second english edition. translation edited by nathan morrison. 1956*. Chelsea

- Publishing Company, New Yourk (sic).
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1), 159–178.
- Laski, K. (1966). The influence of foreign trade on the rate of economic growth. En *International trade and development theory and policy* (pp. 88–111). Warsaw.
- Lindsay, R. M., y Ehrenberg, A. S. C. (1993). The design of replicated studies. *The American Statistician*, 47(3), 217–228. Descargado de <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00031305.1993.10475983> doi: doi:10.1080/00031305.1993.10475983
- López, J., y Assous, M. (2010). *Michal kalecki*. Citeseer.
- López, J., y Malagamba-Morán, A. (2016). The wage-share in an open economy. discussing mexico's experience. *Metroeconomica*.
- López, J., Sanchez, A., y Spanos, A. (2011). Macroeconomic linkages in mexico. *Metroeconomica*, 62(2), 356–385.
- López Villavicencio, A., y Bara, J. (2006). *The short and long-run determinants of the real exchange rate in mexico* (Inf. Téc.). Department of Applied Economics at Universitat Autònoma de Barcelona.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Lütkepohl, H., y Krätzig, M. (Eds.). (2004). *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MacDonald, R. (1998). What determines real exchange rates?: The long and the short of it. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8(2), 117–153.
- MacDonald, R., y Kearney, C. (1987). On the specification of granger-causality tests using the cointegration methodology. *Economics letters*, 25(2), 149–153.
- MacKinnon, J. G. (1996, Nov.-Dec.). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–18.
- Mark, N. (1999). *Fundamentals of the real dollar-pound rate: 1871–1994*. Springer.
- McCullough, B. D., McGeary, K. A., y Harrison, T. D. (2006). Lessons from the jmcba archive. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(4), 1093–1107.
- McCullough, B. D., y Vinod, H. D. (2003). Verifying the solution from a nonlinear solver: A case study. *American Economic Review*, 873–892.
- Meese, R., y Rogoff, K. (1988). Was it real? the exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period. *The Journal of Finance*, 43(4), 933–948.

- Moreno-Brid, J. C., y Ros, J. (2009). *Development and growth in the mexican economy: A historical perspective*. Oxford University Press.
- Nelson, C. R., y Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2), 139–162.
- Ogaki, M. (1993). *Gmm: A user guide* (n.º 348). Rochester Center for Economic Research.
- Ogaki, M., y Park, J. Y. (1997). A cointegration approach to estimating preference parameters. *Journal of Econometrics*, 82(1), 107–134.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics1. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 54(3), 461–472.
- Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 119–143.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361–1401.
- Pesaran, M. H. (2003). Introducing a replication section. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 111–111. Descargado de <http://dx.doi.org/10.1002/jae.709> doi: doi:10.1002/jae.709
- Pesaran, M. H., Shin, Y., y Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. Descargado de <http://dx.doi.org/10.1002/jae.616> doi: doi:10.1002/jae.616
- Phillips, P. C. B. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55(2), 277–301. Descargado de <http://www.jstor.org/stable/1913237>
- Phillips, P. C. B., y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. Descargado de <http://www.jstor.org/stable/2336182>
- Plosser, C. I., y Schwert, G. W. (1978). Money, income, and sunspots: measuring economic relationships and the effects of differencing. *Journal of Monetary Economics*, 4(4), 637–660.
- Samuelson, P. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, 145–154.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2), 461–464.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1–48.
- Spanos, A. (1986). *Statistical foundations of econometric modelling*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Spanos, A. (2015). Revisiting haavelmo's structural econometrics: bridging the gap between theory and data. *Journal of Economic Methodology*,

- 22(2), 171–196.
- Spanos, A. (2017). Mis-specification testing in retrospect. *Journal of Economic Surveys*, 1–37. Descargado de <http://dx.doi.org/10.1111/joes.12200> doi: doi:10.1111/joes.12200
- Spanos, A., Papadopoulou, N., y cols. (2013). *A small macroeconometric model for the cyprus economy* (Inf. Téc.).
- Spanos, A., y Papadopoulou, N. X. (2013). *A small macroeconometric model for the cyprus economy* (Inf. Téc.). Central Bank of Cyprus.
- Stockman, A. C. (1987). The equilibrium approach to exchange rates. *FRB Richmond Economic Review*, 73(2), 12–30.
- Tinbergen, J. (1939). *Statistical testing of business cycle theories: Part ii: Business cycles in the united states of america, 1919-1932*. A. Descargado de <http://hdl.handle.net/1765/14937>
- Toda, H. Y., y Phillips, P. C. B. (1993). Vector autoregressions and causality. *Econometrica*, 61(6), 1367-1393. Descargado de <http://www.jstor.org/stable/2951647>
- Toda, H. Y., y Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1), 225–250.
- Yotopoulos, P. A. (1996). *Exchange rate parity for trade and development: Theory, tests, and case studies*. Cambridge University Press.
- Yule, G. U. (1926). Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series?—a study in sampling and the nature of time-series. *Journal of the royal statistical society*, 89(1), 1–63.
- Zimmermann, C., y cols. (2015). On the need for a replication journal. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series*(2015-016).
- Zivot, E., y Andrews, D. W. (2012). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*.