

**Unidad de Coordinación de Cooperación Técnica y Financiera – UCCTF
Ministerio de Economía y Finanzas - MEF**

**Banco Interamericano de Desarrollo
Cooperación Técnica N° 2703/OC-PE**

“Mejoramiento de la Gestión de la Inversión Pública Territorial”

**Componente: 2. Mejoramiento de la Gestión de los Entes Rectores
Actividad: 2.2 Mejoramiento del marco metodológico de la inversión pública
(2.2.1 Desarrollo de metodologías sectoriales de preinversión)**

“Actualización del cálculo del precio social de la divisa y cálculo del precio social del combustible en el Perú”

**Coordinador del Proyecto: Eco. Arturo L. Vásquez Cordano, Ph.D.
Contrato N° I-395-0-2703**

**Analista de Datos: Eco. Jorge Rodas Chiarella, MSc.
Contrato N° I-394-0-2703**

**Entregable: 2 de 3
ACTUALIZACIÓN DEL CÁLCULO DEL PRECIO SOCIAL DE LA DIVISA**

Lima, 21 de mayo de 2018

Resumen Ejecutivo

El Precio Social de la Divisa es un parámetro muy importante ya que representa el costo para la sociedad de tener una unidad más de moneda extranjera en la economía y es un insumo clave para la evaluación de proyectos de inversión pública. En el presente estudio se usa un modelo de equilibrio general de los sectores transables y no transable de la economía peruana basado en (Dornbusch, 1974) y (García, 1988) que captura las distorsiones generadas por la presencia de impuestos. A diferencia de trabajos previos, en este estudio se adopta un enfoque econométrico multiecuacional que captura las relaciones a largo plazo entre la oferta y demanda de los bienes exportables, importables y no transables y los precios de relativos de dichos sectores, a través del método DSUR (*Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions*). Como resultado, se estima el Precio Social de la Divisa en 3.5493 y el Factor de Corrección de la Divisa en 1.088 para el Perú en el año 2017. Asimismo, se proporciona un intervalo al 95% de confianza para el valor de este último estimador cuyo límites inferior y superior son 1.00698 y 1.169032. Por su parte, se efectúa un análisis de sensibilidad que muestra dos resultados: i) el rol de las distorsiones internas es muy importante en el cálculo del Precio Social de la Divisa, lo cual abona en favor de la inclusión del sector no transable en el contexto de un modelo de equilibrio general, y ii) el Factor de Corrección de la Divisa ha venido disminuyendo en los últimos años; sin embargo, todavía existe un costo social del 8.8% sobre la divisa, costo que disminuirá cuando haya menos distorsiones en la economía.

Tabla de Contenido

1.	Introducción	5
1.1.	Antecedentes.....	5
1.2.	Objetivo del Informe	5
1.3.	Contenido del Informe	6
2.	Marco Teórico.....	6
2.1.	Definición del Precio Social de la Divisa	6
2.2.	Revisión de la Literatura Especializada	8
2.3.	Evaluación de la Metodología del Ministerio de Economía y Finanzas	9
2.4.	Modelo Teórico para la Determinación del Precio Social de la Divisa.....	10
3.	Metodologías utilizadas en países latinoamericanos	16
3.1.	Cálculo del Precio Social de la Divisa en países de la Región	16
3.2.	Elección de la metodología a utilizar	19
4.	Cálculo del Precio Social de la Divisa	20
4.1.	Enfoque Metodológico y Modelo Econométrico	20
4.2.	Determinación de la forma reducida del modelo de equilibrio general	20
4.3.	Descripción de la Base de Datos	24
4.4.	Análisis de estacionariedad de las series	25
4.5.	Pruebas de Cointegración	27
4.6.	Estimación del modelo econométrico multiecuacional	28
4.7.	Cálculo del Precio Social de la Divisa para el Perú	29
4.8.	Determinación del Factor de Corrección de la Divisa	34
5.	Análisis de Sensibilidad.....	35
6.	Conclusiones y Recomendaciones	37
7.	Bibliografía.....	39
8.	Anexos.....	42
8.1.	Estadísticas Descriptivas de las Variables Macroeconómicas	42
8.2.	Estimación econométrica del Modelo DSUR	43
8.3.	Prueba de Levin, Lin y Chu (2002) sobre la existencia de raíz unitaria.....	44
8.4.	Prueba de Cointegración de Johansen (máximo valor propio)	45

Lista de Tablas

Tabla 2-1: Definición del Precio Social de la Divisa.....	6
Tabla 2-2: Interpretaciones sobre la Definición del Precio Social de la Divisa	7
Tabla 2-3: Variables y Parámetros del Modelo de Dornbusch y García.....	10
Tabla 3-1: Cálculo del Factor de Corrección de la Divisa en Latinoamérica	18
Tabla 4-1: Pruebas de Raíz Unitaria DF-GLS (con constante).....	26
Tabla 4-2: Pruebas de Raíz Unitaria DF-GLS (con constante y tendencia lineal)	26
Tabla 4-3: Prueba de Cointegración de Bayer-Hanck.....	28
Tabla 4-4: Elasticidades estimadas con el método DSUR	29
Tabla 4-5: Distorsiones calculadas para la economía peruana	32
Tabla 4-6: Cálculo del Precio Social de la Divisa	34
Tabla 4-7: Cálculo del Factor de Corrección de la Divisa.....	34
Tabla 5-1: Sensibilidad del PSD ante cambios en las elasticidades y distorsiones.....	35
Tabla 5-2: Evolución del PSD y FCD 2000-2017	36
Tabla 8-1: Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas.....	42
Tabla 8-2: Estimación de las Ecuaciones de Cointegración mediante el Método DSUR	43
Tabla 8-3: Elasticidades estimadas con distintos métodos	44

Lista de Expresiones Matemática Relevantes

Expresión 2-1: Condición de equilibrio general para determinar el Precio Social de la Divisa	11
Expresión 2-2: Fórmula general para calcular el Precio Social de la Divisa	13
Expresión 2-3: Condición de equilibrio para determinar una unidad adicional de divisa	13
Expresión 2-4: Fórmula del Precio Social de la Divisa con parámetros y variables observables	14
Expresión 2-5: Sistema de Precios con Distorsiones Ad-Valorem.....	15
Expresión 2-6: Fórmula definitiva del Precio Social de la Divisa en Equilibrio General	15
Expresión 2-7: Fórmula del Factor de Corrección de la Divisa	16
Expresión 4-1: Sistema Económico de Ecuaciones del Modelo de Equilibrio General	22
Expresión 4-2: Modelo Económico DSUR para estimar los parámetros del PSD.....	23

1. Introducción

1.1. Antecedentes

El Ministerio de Economía y Finanzas (MEF), a través de la Dirección General de Inversión Pública (DGIP), es la institución encargada de diseñar los lineamientos de política de tratamiento de la inversión pública. En este sentido, el MEF formula, propone y aprueba normas, lineamientos y procedimientos en materia de inversión pública.

Mediante la Ley N° 27293 se creó el *Sistema Nacional de Inversión Pública (SNIP)*, con el objetivo de optimizar el uso de los recursos públicos destinados a la inversión, en el marco de los principios de economía, eficacia y eficiencia; y a través de metodologías y normas técnicas relacionadas con las diversas fases de los Proyectos de Inversión Pública (PIP), aplicando el enfoque de ciclo de proyectos.

A través del Decreto Legislativo N° 1252 se creó el *Sistema Nacional de Programación Multianual y Gestión de Inversiones (Invierte.pe)*, como sistema administrativo del Estado, con la finalidad de orientar el uso de los recursos públicos destinados a la inversión para la efectiva prestación de servicios y la provisión de la infraestructura necesaria para el desarrollo del país. El 30 de noviembre de 2016 se derogó la Ley N° 27293 del SNIP.

En línea con el Informe Técnico N° 036-2011-EF/63.01 del 5 de noviembre de 2011, el MEF declaró viable el Proyecto “Mejoramiento de la Gestión de la Inversión Pública Territorial”. El objetivo de este proyecto es la adecuada inversión pública territorial.

Con el D.S. N° 156-2012-EF del 24 de agosto de 2012, el Gobierno Peruano aprobó la operación de endeudamiento y el 19 de octubre de 2012 suscribió el Contrato de Préstamo N° 2703/OC-PE con el Banco Interamericano de Desarrollo (BID). El organismo ejecutor del Proyecto Territorial es el MEF a través de la Unidad de Coordinación de Cooperación Técnica y Financiera (UCCTF) en coordinación con la Dirección General de Inversión Pública (DGIP).

De acuerdo con el Informe Técnico N° 018-2017-PROYECTO TERRITORIAL-DGIP-CG, se justifican las modificaciones al Proyecto Territorial en el marco de las intervenciones requeridas para implementar el Invierte.pe. En ese sentido, el 6 de abril de 2017 la Unidad Formuladora del MEF realizó el registro de verificación de viabilidad, especificando que el Proyecto presenta modificaciones no sustanciales, que disminuyen el monto de inversión en 32.7% con respecto al proyecto viable.

En línea con la Directiva N° 002-2017-EF/63.01, como parte de la implementación del Invierte.pe, en la etapa de formulación y evaluación de las fichas técnicas y estudios de pre-inversión se requiere evaluar el valor que tienen para la sociedad los recursos públicos que se emplean en los distintos proyectos.

Para ese propósito, se requiere estimar el costo de oportunidad para la sociedad de determinados bienes y servicios. Esta estimación de costos sociales demanda conocer ciertos parámetros previamente que son los *precios sociales*. Uno de los parámetros más importantes que se debe conocer es el **precio social de la divisa**, que refleja el costo para la sociedad de una unidad adicional de dicha divisa en la economía.

1.2. Objetivo del Informe

El presente informe de consultoría tiene el siguiente objetivo:

- A. Actualizar la estimación del precio social de la divisa para el Perú, de tal forma que se refleje el verdadero costo de oportunidad de producir una divisa adicional, acorde con los últimos cambios experimentados en la economía peruana.

1.3. Contenido del Informe

El presente Informe actualizará el cálculo del precio social de la divisa con el que cuenta el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF), de acuerdo con lo dispuesto en los términos de referencia de esta consultoría. El análisis se centrará en cuantificar las distorsiones que generan la discrepancia entre el precio social de la divisa y el tipo de cambio oficial de mercado en el Perú debido a variaciones del consumo privado interno y la oferta de bienes transables.

Para comenzar, se revisará en la Sección 2 el marco teórico aplicable a la determinación del precio social de la divisa. En particular, se toman como referencias básicas para este Informe los trabajos previos sobre la materia realizados por el MEF y el Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP) en años previos [(MEF, 2011); (CIUP, 2000)], así como el trabajo de (García, 1988) para la economía chilena.

Luego, en la Sección 3 se analizará las metodologías aplicadas para el cálculo del precio social de la divisa (*PSD*) en Latinoamérica, para lo cual se revisarán los documentos oficiales disponibles publicados por los gobiernos de estos países. En base a la revisión del marco teórico y las experiencias internacionales de países vecinos, se seleccionará la metodología de cálculo del *PSD* que se utilizará en este informe.

A continuación, se procederá a calcular el *PSD* en la Sección 4 describiendo, en primer lugar, la base de datos de series de tiempo necesarias para este estudio y aplicando, en segundo lugar, métodos econométricos apropiados para estimar funciones de oferta y demanda de bienes importables y exportables, respectivamente. Asimismo, se cuantificarán las distorsiones al comercio internacional de bienes transables y las distorsiones domésticas en los mercados de bienes no transables que afectan el valor del tipo de cambio, a fin de determinar el factor de corrección de la divisa (*FCD*).

La base de datos a utilizarse emplea información desde el primer trimestre de 1992 hasta el cuarto trimestre de 2017. Los datos se procesarán de tal forma que puedan ser empleados por softwares econométricos y se analizarán las propiedades estadísticas de las series de tiempo, con el objeto de determinar la técnica econométrica de estimación.

Posteriormente, en la Sección 5 se efectuarán ejercicios de sensibilidad mediante la estimación de un conjunto de variantes alternativas del modelo empleado. Finalmente, en la Sección 6 se presentan la conclusiones y recomendaciones del estudio.

2. Marco Teórico

2.1. Definición del Precio Social de la Divisa

El primer paso que se debe dar metodológicamente para calcular el precio social de la divisa (*PSD*) es establecer su definición y su unidad de medida. Para empezar, definiremos primero el concepto de precio social de la divisa, cuyo análisis es materia de esta consultoría.

Tabla 2-1: Definición del Precio Social de la Divisa

<p>El precio social de la divisa o tipo de cambio sombra (<i>shadow price of foreign exchange</i>) es una medida del verdadero valor social de contar con una unidad adicional de divisa (e.g., un dólar real) en una economía abierta al comercio internacional. Es aquel tipo de cambio que resultaría de una situación ideal donde no existen distorsiones en la economía [(García, 1988), (Fontaine, 2008)].</p>
--

Existen tres interpretaciones sobre el concepto del *PSD*, que se explican en la siguiente tabla.

Tabla 2-2: Interpretaciones sobre la Definición del Precio Social de la Divisa

1. La primera interpretación establece que el sector público es el principal demandante de una unidad de divisa extranjera adicional para su utilización en el financiamiento de proyectos públicos. Por ello, el *PSD* refleja el valor en términos de bienestar social de una unidad de divisa adicional.¹ En otras palabras, el *PSD* mide la disposición a pagar por la cantidad adicional de divisas que cierto proyecto de inversión genera bajo un contexto donde las distorsiones en la economía se mantendrán a lo largo de la vida del proyecto. Sólo en un contexto sin distorsiones internas o externas en una economía, el *PSD* sería igual al tipo de cambio de mercado.
2. La segunda interpretación establece que el *PSD* refleja el costo de oportunidad de utilizar una unidad de divisa en otros usos alternativos.
3. La tercera interpretación define al *PSD* como el tipo de cambio de equilibrio de mercado en una situación donde no existen distorsiones en la economía (por ejemplo, distorsiones al comercio internacional e impuestos o subsidios en la economía doméstica). En este contexto, se asume que todas las distorsiones de la economía serán eliminadas durante la vida de un proyecto público de inversión, por lo cual el tipo de cambio sombra resulta ser el tipo de cambio de equilibrio que prevalecería bajo puro libre comercio.

Fuente: (Dasgupta, Marglin, & Sen, Guidelines for Project Evaluation, 1972); (Batra & Guisinger, 1974); (Balassa, 1974), (Fontaine, 2008).

Elaboración: Propia.

Sin embargo, en la realidad puede existir una marcada discrepancia entre el tipo de cambio de mercado u oficial (*TCM*) y el precio social de la divisa (*PSD*) debido a la presencia de distorsiones como impuestos, aranceles, subsidios o cuotas de importación que afectan el funcionamiento eficiente de la economía.

Por ello, el propósito de calcular el *PSD* es básicamente determinar la brecha que puede existir entre el *TCM* y el *PSD* por las distorsiones existentes en la economía que impiden que el *TCM* mida correctamente el verdadero costo social de contar con una divisa adicional en la economía. El cálculo de la brecha entre el *TCM* y el *PSD*, conocido como el *factor de corrección de la divisa (FCD)*, es importante para valorizar socialmente los flujos económicos de proyectos de interés público que requieran la utilización de algún componente importado o que creen oportunidades de exportación de algún bien o servicio al exterior.

La determinación del *PSD* es importante para la evaluación social de proyectos porque permite a los proyectistas de iniciativas de inversión pública medir el verdadero efecto en el bienestar de la sociedad cuando aquellos proyectos requieran utilizar bienes importados del exterior cotizados en moneda extranjera, cuando estos proyectos produzcan un bien que sustituye a un bien importable, cuando aquellos produzcan un bien importable, o cuando éstos se financien con fondos del exterior o por desembolsos de algún inversionista extranjero a través de vehículos de inversión como iniciativas privadas o asociaciones público-privadas. En otras palabras, el uso del *PSD* en la evaluación de social de proyectos hace posible establecer cuál es la rentabilidad social de los proyectos públicos que producen o utilizan bienes transables (Fontaine, 2008).

Dada la reciente aprobación del Decreto Legislativo N° 1252 en el Perú, el *PSD* se ha vuelto un parámetro clave para las unidades formuladoras de las entidades de gobierno nacional, regional y local, durante las etapas de formulación y evaluación de proyectos de inversión pública o proyectos público-privados que requieran un cofinanciamiento utilizando recursos públicos.

¹ En este contexto, El *PSD* se entiende como el costo (o beneficio) que significa para la economía cualquier incremento o reducción de la oferta o demanda motivada por contar con una divisa adicional.

2.2. Revisión de la Literatura Especializada

La literatura que analiza el cálculo del precio social de la divisa es extensa y abarca, por un lado, enfoques de equilibrio parcial [(Harberger, 1965), (Harberger, 1971), (Schydrowsky, 1968), (Balassa, 1974), (Sjaastad, 1975)]; de equilibrio general [(Dornbusch, 1974), (Dasgupta & Stiglitz, 1974), (Batra & Guisinger, 1974), (Dornbusch, 1980) y (García, 1988)] y; por otro lado, enfoques basados en flujos de libre comercio (Bacha & Taylor, 1971).

Bajo el enfoque de *equilibrio parcial*,² la brecha entre el tipo de cambio de mercado y su precio sombra se determina únicamente en base a la presencia de distorsiones en el comercio exterior, tomando en cuenta solo los efectos en el consumo y producción de bienes comercializados internacionalmente. En contraste, el enfoque de *equilibrio general*³ considera también los efectos del mercado de divisas sobre los mercados internos que también exhiben distorsiones. Los efectos de las variaciones en la cantidad de divisas afectan, en consecuencia, no solo las decisiones sobre los bienes transables, sino también las decisiones sobre el sector no transable de la economía.⁴ En el caso del enfoque de *flujos de libre comercio*, que es de naturaleza de equilibrio parcial, se busca determinar un tipo de cambio que equilibre la oferta de exportaciones y la demanda de importaciones cuando se eliminan todas las distorsiones que afectan al mercado.

De la revisión efectuada de las investigaciones más importantes sobre el *PSD*, se observa que la mayoría de aquellas se ha concentrado en utilizar el enfoque de equilibrio parcial para derivar fórmulas que permitan calcular el precio social de la divisa. Además, en esta literatura la mayoría de los modelos utilizados para estudiar el *PSD* han descansado en el enfoque real de la teoría del comercio internacional, por el cual se entiende clásicamente al *PSD* como “el valor de una unidad adicional de un bien numerario⁵ del extranjero”. En este sentido, la unidad de medida del *PSD* tradicionalmente está expresada en unidades de un bien numerario del exterior.

Por otro lado, existen escasos trabajos que hayan tratado el problema del precio social de la divisa considerando modelos de economías monetarias en donde se estudie al “tipo de cambio nominal social”. Uno de estos trabajos es el desarrollado por (Dusansky, Franck, & Naqvi, 2000). Los autores muestran que, en general, el tipo de cambio social nominal y real pueden discrepar en su valoración. Sin embargo, los autores, tomando en cuenta el trabajo de (Negishi, 1972, págs. 268-269), identifican una excepción a la regla general bajo la siguiente condición: si los bienes de una economía son débilmente separables de los saldos reales de dinero en la función de utilidad de los consumidores y si el tipo de cambio es perfectamente flexible, entonces *el verdadero valor del precio sobra de una unidad adicional de divisa nominal es igual al precio sombra de una unidad adicional de un bien numerario del exterior* (esta última es la definición clásica del precio social de la divisa) (Proposición 4, p. 212).

Gracias a este resultado, se demuestra, bajo las condiciones generales de un régimen de tipo de cambio flexible, que el precio social de la divisa en términos reales es independiente de las magnitudes de las variables nominales de una economía. Estas condiciones serían consistentes con el caso peruano, pues desde principios de los años de 1990 el Perú cuenta con un sistema cambiario flexible de flotación, bajo el cual el tipo de cambio se determina por

² En un modelo de equilibrio parcial se analiza la coexistencia de consumo y producción dentro de un mercado para un bien específico. En este mercado, la oferta y demanda definen el punto de equilibrio suponiendo que los precios de los bienes sustitutos o complementarios y niveles de ingreso se mantienen constantes; en otras palabras, no se producen efectos en los precios o cantidades producidas en los bienes transados en otros mercados.

³ En un modelo de equilibrio general se establecen relaciones entre los diversos mercados respecto a la producción y el consumo de bienes y servicios. Este modelo permite explicar las repercusiones que tienen las fluctuaciones de precios sobre los mercados internos y externos.

⁴ En el escenario de pleno empleo de recursos, las variaciones en el consumo de bienes transables debido a cambios en el precio de la divisa generan una reasignación de recursos entre los bienes transables y no transables. Ello implica variaciones en términos de impuestos indirectos generados sobre el sector no transable.

⁵ Se define un *bien numerario* como aquel bien que sirve de unidad de base para medir el valor de los demás bienes o servicios.

las condiciones de oferta y demanda de moneda extranjera. El Banco Central de Reserva interviene esporádicamente sólo con el fin de mitigar fluctuaciones bruscas del tipo de cambio.

Por lo tanto, en lo que resta de este Informe se utilizará el concepto clásico del precio social de la divisa; es decir, el análisis del *PSD* en este Informe se focaliza en comprender cómo los precios relativos de una economía abierta (y pequeña) al comercio internacional son alterados por distorsiones, y cómo éstas generan la discrepancia entre el tipo de cambio oficial y el *PSD*. Además, se optará por el uso de la primera interpretación del *PSD* descrita en la Tabla 2-2 debido a que se acomoda al uso que le dará el Ministerio de Economía y Finanzas: ser un parámetro que se utilizará para la evaluación social de proyectos públicos bajo el marco del programa Invierte.pe. Bajo esta interpretación, el *PSD* estimado en este Informe considerará las distorsiones existentes en la economía peruana.⁶ La divisa de referencia que se utilizará en este Informe es una unidad adicional de un dólar americano (US\$), al ser el dólar la principal divisa utilizada en el Perú para la realización de actividades de comercio exterior (exportaciones e importaciones).

2.3. Evaluación de la Metodología del Ministerio de Economía y Finanzas

Como se ha mencionado líneas arriba, la mayoría de los estudios internacionales ha utilizado algún tipo de modelo de equilibrio parcial para determinar el *PSD*. Un problema que existe con el uso de los modelos de equilibrio parcial para calcular el *PSD* es que no existe garantía que su utilización permita estimar un valor para el tipo de cambio sombra de manera insesgada, pues no se consideran todas las distorsiones existentes en una economía y no se incorporan las interacciones que pueden existir entre los mercados internos y externos presentes en dicha economía.

Otra desventaja de los modelos de equilibrio parcial es que, si un proyecto de inversión de gran tamaño produce considerables impactos, por ejemplo, sobre la producción o importación de bienes transables a gran escala, estos modelos no permitirán medir los efectos en los diversos mercados internos de la economía afectados por el proyecto y, por lo tanto, no serán eficaces en medir correctamente el *PSD* de la economía en su conjunto. Por lo tanto, el Ministerio de Economía y Finanzas no debería optar por utilizar un enfoque de equilibrio parcial, considerando que algunos de los proyectos de inversión pública que promueve podrían tener grandes impactos en distintos mercados de la economía peruana.⁷

De acuerdo con el análisis realizado de la literatura especializada, se observa que el enfoque teórico adoptado por el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF, 2011) para determinar el *PSD* se sustenta parcialmente en (García, 1988). La adaptación que utiliza el MEF parte de una propuesta del (CIUP, 2000), la cual en la práctica propuso un enfoque simplificado de equilibrio general porque considera solo dos sectores: el primero que produce bienes exportables y el segundo que produce bienes importables. Ello implica que el *PSD* calculado bajo este enfoque no incorpora todas las restricciones⁸ que impone un modelo de equilibrio general completo de comercio internacional para una pequeña economía abierta como el

⁶ Como explican (Dasgupta, Marglin, & Sen, 1972) y (Batra & Guisinger, 1974), esta definición del *PSD* es muy apropiada para países en vías en desarrollo puesto que asume que el *PSD* es un precio sombra que incorpora las múltiples distorsiones (tanto en el mercado interno como en el comercio exterior), que usualmente existen en los países en desarrollo, como es el caso del Perú.

⁷ En los últimos 18 años, el Estado Peruano ha promovido proyectos de inversión tipo APP de gran tamaño como el Nodo Energético del Sur, el Proyecto Camisea, sistemas viales de penetración y de tipo longitudinal, sistemas de masificación de gas natural mediante sistemas de ductos virtuales, así como líneas de transmisión de alta tensión.

⁸ Una de estas restricciones es la imposición de una condición de cierre para alcanzar el equilibrio general a través de la cual los tres sectores de la economía se relacionan en base al vector de precios relativos donde el numerario es el precio del bien no transable, P_N . En este sentido, P_N permite interconectar la señal de escasez relativa entre los tres mercados. Al no imponerse esta restricción, en el modelo propuesto por el (CIUP, 2000) los mercados de productos exportables e importables operarían sin ninguna vinculación y cada uno implícitamente se encontraría en equilibrio parcial, lo cual podría generar sesgos en la determinación del *PSD*.

planteado por (Dornbusch, 1974). Asimismo, el enfoque del (CIUP, 2000) sólo incorpora los efectos de las distorsiones externas al comercio internacional, dejando de lado las distorsiones internas de la economía. Por lo tanto, el resultado que puede arrojar este enfoque es una estimación sesgada del *PSD*.

Consideramos que el MEF debe emplear el modelo original propuesto por Dornbusch y García, el cual consideramos **razonable** desde el punto de vista económico, puesto que descansa en un modelo de equilibrio general para una pequeña economía abierta como la peruana con 3 sectores.⁹ Estos sectores son a) el mercado de bienes exportables, b) el mercado de bienes importables, y c) un mercado de bienes no transables. Luego de determinar el equilibrio general, es posible calcular el tipo de cambio sombra como una función de los parámetros del modelo, las cantidades observables sobre los niveles de exportaciones e importaciones de bienes de un país y las distorsiones que afectan a la economía como impuestos internos, aranceles, subsidios o restricciones cuantitativas al comercio.

A continuación, se desarrolla el modelo teórico de Dornbusch y García, con el objeto de determinar la fórmula de cálculo del *PSD* para el caso peruano.

2.4. Modelo Teórico para la Determinación del Precio Social de la Divisa

Para la determinación del precio social de la divisa (*PSD*), se utilizará el enfoque desarrollado por (Dornbusch, 1974) y (García, 1988), los cuales proponen el empleo de un modelo de equilibrio general con una desagregación en tres sectores de la economía: a) un sector productor de bienes exportables, b) un sector productor de bienes importables y c) un sector productor de bienes no transables. El modelo propuesto permite determinar los costos que sobre la economía peruana impone el agente que demanda una unidad de divisa adicional, pero tomando en cuenta las distorsiones existentes en la economía y los efectos generados debido a los cambios en los precios relativos.

De acuerdo con lo establecido en la primera interpretación definida en la Tabla 2-2 de este Informe, se considera que el sector público es el agente que demanda una divisa adicional para solventar el financiamiento de proyectos de inversión pública, por lo que una divisa adicional debe reflejar el valor de la disposición a pagar (demanda marginal pública) por una unidad de divisa de parte del sector público. Bajo este marco, **el *PSD* se entiende como el costo (o beneficio) que significa para la economía cualquier incremento o reducción de la oferta o demanda motivada por contar con una divisa adicional.**

Las variables y parámetros que definen el modelo se muestran en la Tabla 2-3.

Tabla 2-3: Variables y Parámetros del Modelo de Dornbusch y García

X	Sub-índice que representa al sector de productos exportables.
M	Sub-índice que representa al sector de productos importables.
N	Sub-índice que representa al sector de productos no transables.
i	Índice sectorial: $i = X, M, N$
D_i	Función que modela todas las demandas que tengan una elasticidad-precio distinta a cero, o sea que respondan a cambios en los precios relativos en el modelo (e.g., tipo de cambio real).
Q_i	Función que representa el valor agregado del sector “i” de la economía, o sea la oferta del bien “i”.
P_i	Precio interno de la economía para el sector “i”. El supra-índice “d” señala “demanda”, mientras que el supra-índice “o” señala “oferta”. El supra-índice “*” indica “precio internacional”, el cual incluye flete y seguro en el caso de ser importación.
Q_T	Producto Bruto Interno (valor de la producción total de la economía peruana).

⁹ El modelo utilizado por (García, 1988) es una variante del enfoque propuesto por (Dornbusch, 1974) y extendido en (Dornbusch, 1980).

E	Gasto agregado de la economía peruana.
EXP	Volumen de exportaciones de la economía peruana.
IMP	Volumen de importaciones de la economía peruana.
Y_K	Ingresos de capitales extranjeros a la economía.
p_X	Precio relativo del bien exportable respecto al bien no transable.
p_Y	Precio relativo del bien importable respecto al bien no transable.
t_i	Distorsión al comercio exterior del bien "i".
T_i	Distorsión específica al consumo del sector "i". Esta podría representarse como $T_i = T_i^{Total} - T^{General}$
τ_i	Distorsión equivalente a T_i , pero en la producción del bien "i".
w	Salario nominal.
η	Representa una elasticidad-precio o elasticidad cruzada de la demanda.
ϵ	Representa una elasticidad-precio o elasticidad cruzada de la oferta.
Δ	Representa la variación de una variable o cantidad.
\wedge	Representa el cambio porcentual de una variable o cantidad.
P_T	Precio nominal de los bienes transables, que resulta como promedio ponderado de los precios internos de productos importables y exportables.
δ	Distorsión neta en el sector no transable.
TCM	Tipo de cambio de mercado.
j	$j = X, M$

Elaboración: Propia

La definición del *PSD* adoptada en este Informe permite especificar a este precio (el tipo de cambio sombra) como sigue:

$$PSD = \sum_i P_i^o \Delta Q_i - \sum_i P_i^d \Delta D_i, \quad \forall_i^i = X, M, N \quad (2.1)$$

Expresión 2-1: Condición de equilibrio general para determinar el Precio Social de la Divisa

La Expresión 2-1 refleja una variante de la Ley de Walras, por la cual el valor de los excesos de oferta debería ser igual a cero para la existencia de equilibrio general en el modelo de tres sectores. Sin embargo, como hay distorsiones en la economía, la suma de los valores de los excesos de oferta en los tres mercados no será igual a cero, sino que aproximará al precio social de la divisa en el margen.¹⁰ El cálculo del *PSD* no puede hacerse efectivo a partir de la Expresión 2-1 porque los cambios en las cantidades generados por variaciones de los precios relativos no son observables a partir de la información disponible. Por ello, es necesario recurrir a una adaptación del modelo original, a fin de hacer los cambios de variables necesarios para que se pueda usar la información estadística disponible. Formalmente, se definen las siguientes funciones:

$$D_i = D_i(p_X, p_M, E) \quad \text{demanda por el bien "i"} \quad (2.2),$$

$$Q_j = Q_j\left(\frac{P_j}{w}\right) \quad \text{oferta de bienes transables} \quad (2.3)$$

$$Q_N = Q_N\left(\frac{P_N}{P_T}\right) \quad \text{oferta del bien no transable} \quad (2.4),$$

$$E = E(Q_T, Y_K) \quad \text{gasto agregado} \quad (2.5),$$

$$Q_N = D_N + DE \quad \text{equilibrio en el mercado de bienes no transables donde } DE \text{ representa la demanda exógena para el cálculo del } PSD \text{ (el gasto del gobierno)} \quad (2.6).$$

¹⁰ De acuerdo con (García, 1988, pág. 55), "[...] se ha supuesto que el valor asignado a una unidad de un bien en el margen es igual a su precio de demanda, y el costo de oportunidad de producirla, a su precio de oferta. Para movimientos grandes en los volúmenes demandados esta valoración puede presentar errores de aproximación [al precio social de la divisa]. Sin embargo, como se trata de una divisa adicional, el supuesto de marginalidad es razonable."

La especificación establecida en la formulación de las ecuaciones 2.2 a 2.6 considera que las funciones de oferta de los bienes en la economía dependen del precio relativo del bien respecto al salario. La interrelación entre los sectores se da en este modelo mediante ajustes en el salario. Otro aspecto de esta especificación que debe mencionarse es que el ingreso de capitales extranjeros es un determinante del gasto agregado, que impacta en las demandas de bienes sectoriales. En este sentido, el gasto es endógeno.

Este es un aspecto razonable para una economía como el Perú donde el modelo económico promovido por la Constitución Política del año 1993 fomenta la inversión extranjera en proyectos de infraestructura, recursos naturales, etc. como uno de los motores del crecimiento económico del país.

Definimos las elasticidades “precio relativo” de las funciones de demandas del modelo para los precios relativos de los bienes exportables e importables:

$$\eta_{i,X} = \frac{\Delta D_i}{D_i} \cdot \frac{p_X}{\Delta p_X} \quad \text{y} \quad \eta_{i,M} = \frac{\Delta D_i}{D_i} \cdot \frac{p_M}{\Delta p_M}$$

Con estas definiciones, podemos diferenciar totalmente la ecuación 2.2 para determinar la variación de las funciones de demanda. Multiplicando y dividiendo por D_i , p_X y p_M la expresión de la diferencial total de la ecuación 2.2, se obtiene que:

$$\Delta D_i = D_i \cdot \hat{p}_X \cdot \eta_{i,X} + D_i \cdot \hat{p}_M \cdot \eta_{i,M} \quad (8.7)$$

Las elasticidades-precio presentadas en la ecuación 8.7 son compensadas, pues se supone que la demanda marginal del sector público por una divisa adicional no altera la frontera de posibilidades de producción (Q_T) ni la entrada de capitales (Y_K). En otras palabras, el efecto ingreso es despreciable en el modelo,¹¹ por lo cual el gasto agregado (E) no se ve afectado por el requerimiento del Estado de una divisa adicional. Por ello, todo el movimiento en las cantidades demandadas de cada bien producidos en los sectores son generadas exclusivamente por cambios en los precios relativos.

Dado que el Perú es un país pequeño que toma los precios internacionales de los productos exportables e importables como dados, y considerando un nivel dado de distorsiones, los cambios en los precios relativos en el modelo de equilibrio general pueden ser generados por variaciones en el tipo de cambio de mercado (en el contexto del régimen de tipo de cambio flexible que exhibe el Perú). Por lo tanto, en este escenario las variaciones de precios relativos deben ser iguales en los mercados de productos exportables, importables y no transables:

$$\hat{p}_X = \hat{p}_M = \hat{p}_N = \hat{p} \quad (2.8)$$

La condición de equilibrio 2.8 nos permite expresar la ecuación 2.7 de la siguiente manera:

$$\Delta D_i = D_i \cdot \hat{p} (\eta_{i,X} + \eta_{i,M}) \quad (2.9)$$

En relación con las funciones de oferta de los productos importables y exportables, las variaciones de los precios relativos son generadas por cambios en el tipo de cambio de mercado o por cambios en el salario. Considerando que en el Perú el sector no transable es intensivo en mano de obra, puesto que está constituido mayoritariamente por unidades productivas dedicadas a producir “servicios”, w se moverá de forma similar al precio de los bienes no transables, P_N . Por esta razón, las funciones de oferta, luego de calcular sus diferenciales totales y multiplicando y dividiendo por p_j y Q_j , pueden expresarse como sigue:

¹¹ Por ello, el diferencial total de D_i con respecto al gasto agregado E es igual a cero en la ecuación 2.7.

$$\Delta Q_j = Q_j \cdot \hat{p} \cdot \varepsilon_j \quad y \quad \varepsilon_j = \frac{\Delta Q_j}{Q_j} \cdot \frac{p_j}{\Delta p_j} \text{ donde } j = X, M \quad (2.10),$$

$$\Delta Q_N = -Q_N \cdot \hat{p} \cdot \varepsilon_N \text{ dado que } \frac{\hat{p}_T}{P_N} = -\frac{\hat{p}_N}{P_T} \quad (2.11).$$

Se sabe por el corolario de Ley de Walras¹² que el mercado de los bienes no transables está también en equilibrio, por lo que se tiene que:

$$\Delta Q_N = \Delta D_N \rightarrow P_N^o \Delta Q_N - P_N^d \Delta D_N = (P_N^o - P_N^d) \Delta Q_N = -P_N^o \delta \Delta Q_N \quad (2.12)$$

El último componente de la ecuación 2.12 se obtiene de la siguiente relación entre los precios de oferta y demanda del sector no transable: $P_N^d = P_N^o(1 + \delta)$, donde δ aproxima la distorsión neta en el mercado no transable. Reemplazando las ecuaciones 2.9, 2.10, 2.11 y 2.12 en la condición de equilibrio general, 2.1, el PSD resulta igual a:

$$PSD = \hat{p} [P_X^o Q_X \varepsilon_X - P_X^d D_X (\eta_{X,X} + \eta_{X,M}) + P_M^o Q_M \varepsilon_M - P_M^d D_M (\eta_{M,X} + \eta_{M,M}) + P_N^o \delta Q_N \varepsilon_N] \quad (2.13)$$

Expresión 2-2: Fórmula general para calcular el Precio Social de la Divisa

El problema con la definición del PSD en la ecuación 2.13 es que la variación porcentual del precio relativo \hat{p} no resulta observable a priori ni calculable directamente. Esto explica la necesidad de emplear reemplazos adicionales para poder expresar el PSD en términos de variables observables y parámetros estimables a partir de métodos econométricos.

En este sentido, se necesita tomar en cuenta que la divisa marginal que obtiene el sector público del extranjero para financiar proyectos públicos se libera en la economía nacional, lo que en términos económicos implica que:

$$P_X^* (\Delta Q_X - \Delta D_X) + P_M^* (\Delta Q_M - \Delta D_M) \equiv 1 \quad (2.14)$$

Expresión 2-3: Condición de equilibrio para determinar una unidad adicional de divisa

La condición de equilibrio 2.14 establece que la suma del valor a precios internacionales de los excesos de oferta de los productos exportables e importables, considerando las distorsiones existentes en el sistema de precios de la economía, debe ser igual a una unidad de divisa adicional. Esta expresión resulta equivalente a:

$$P_X^* \Delta EXP - P_M^* \Delta IMP \equiv 1 \quad (2.15)$$

Dado que las exportaciones e importaciones son funciones de exceso de oferta por bienes exportables y exceso de demanda por bienes importables, respectivamente, se tiene que:

$$EXP = EXP(p_X, p_M, E) \quad (2.16)$$

$$IMP = IMP(p_X, p_M, E) \quad (2.17)^{13}$$

¹² El corolario de la Ley de Walras establece que si en un sistema de n mercados hay equilibrio en $n - 1$ mercados, el n -ésimo mercado estará en equilibrio.

¹³ Las ecuaciones 2.15 y 2.16 no incorporan el salario, w , debido al supuesto de la presencia de una relación única entre los precios y los salarios.

Calculando el diferencial total de las ecuaciones 2.16 y 2.17 y multiplicando y dividiendo por los precios relativos y las cantidades de exportación e importación, se obtiene que¹⁴:

$$\Delta EXP = EXP \cdot \hat{p} \cdot (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) \quad (2.18)$$

$$\Delta IMP = IMP \cdot \hat{p} \cdot (\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP}) \quad (2.19)$$

Reemplazando las ecuaciones 2.18 y 2.19 en la condición 2.15, se tiene que:

$$\hat{p} \cdot [P_X^* \cdot EXP \cdot (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* \cdot IMP \cdot (\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})] \equiv 1 \quad (2.20)$$

Despejando \hat{p} en la ecuación 2.20, se obtiene que:

$$\hat{p} = \frac{1}{P_X^* \cdot EXP \cdot (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* \cdot IMP \cdot (\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})} \quad (2.21)$$

Es posible reemplazar la ecuación 2.21 en la fórmula general para calcular el precio social de la divisa 2.13, con el objeto de eliminar de la fórmula la variación porcentual de los precios relativos, la cual es una variable no observable. De este modo, se obtiene que:

$$PSD = \frac{P_X^o Q_X \varepsilon_X - P_X^d D_X (\eta_{X,X} + \eta_{X,M}) + P_M^o Q_M \varepsilon_M - P_M^d D_M (\eta_{M,X} + \eta_{M,M}) + P_N^o \delta Q_N \varepsilon_N}{P_X^* \cdot EXP \cdot (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* \cdot IMP \cdot (\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})} \quad (2.22)$$

Expresión 2-4: Fórmula del Precio Social de la Divisa con parámetros y variables observables

La ecuación 2.22 (Expresión 2-4) representa la fórmula para calcular el precio social de la divisa considerando variables que se pueden obtener de las estadísticas oficiales y mediante la estimación econométrica de los parámetros de las funciones de oferta y demanda del modelo (i.e., las elasticidades de oferta y demanda).

Por otro lado, el *PSD* calculado mediante esta fórmula reflejará las condiciones de equilibrio general de la economía peruana e incorporará el efecto de las distorsiones existentes en todo el sistema económico, por lo cual la fórmula permitirá estimar un valor del *PSD* que tome en cuenta el comportamiento de todos los mercados de la economía, evitando así los sesgos que podrían presentarse cuando se emplean aproximaciones de equilibrio parcial. Por ello, es necesario que los parámetros del modelo sean estimados mediante un enfoque econométrico multiecuacional que considere las condiciones de equilibrio general.

Ahora, el numerador de la ecuación 2.22 puede expresarse de manera tal que incorpore las variables de comercio exterior. Podemos reemplazar las variaciones de las demandas por: $\Delta D_X = \Delta Q_X - \Delta EXP$ (la variación de la demanda del producto exportable en la economía se satisface con el remanente de la variación en la producción del bien exportable luego de deducir la variación de las exportaciones) y $\Delta D_M = \Delta Q_M + \Delta IMP$ (la variación de la demanda del producto importable en la economía se satisface con la variación de la producción doméstica del bien importable más la variación de las importaciones). Reemplazando estas expresiones en la condición de equilibrio general 2.1 e incorporan el resultado mostrado en la ecuación 2.12, se obtiene que:

¹⁴ Como se mencionó anteriormente, el gasto agregado de la economía se mantiene constante en el margen, por lo que el diferencial de *E* es igual a cero. Bajo esta condición especial, el gasto puede considerarse como exógeno en el modelo econométrico a utilizarse para estimar las elasticidades precio.

$$PSD = P_X^o \Delta Q_X - P_X^d \Delta Q_X + P_X^d \Delta EXP + P_M^o \Delta Q_M - P_M^d \Delta Q_M - P_M^d \Delta IMP + P_N \delta \Delta Q_N \quad (2.23)$$

Reemplazando en la ecuación 2.23 los resultados expresados en 2.9, 2.10, 2.11, 2.19, 2.20 y 2.21, se obtiene que:

$$PSD = \frac{(P_X^o Q_X - P_X^d Q_X) \varepsilon_X + P_X^d EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) + (P_M^o Q_M - P_M^d Q_M) \varepsilon_M - P_M^d IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M}) + P_N^o \delta Q_N \varepsilon_N}{P_X^* EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M})} \quad (2.24)$$

Es necesario ahora revelar el efecto de las distorsiones en el modelo de equilibrio general. Debido a que se asume que la economía bajo análisis es una pequeña economía abierta al comercio internacional y que existe flexibilidad en el régimen cambiario, es posible expresar el sistema de precios domésticos de los productos exportables e importables en función de los precios internacionales, el tipo de cambio de mercado y las distorsiones como sigue:

$$P_X^d = P_X^* \cdot TCM \cdot (1 + t_X) \cdot (1 + T_X) \quad (2.25)$$

$$P_X^o = P_X^* \cdot TCM \cdot (1 + t_X) \cdot (1 + \tau_X) \quad (2.26)$$

$$P_M^d = P_M^* \cdot TCM \cdot (1 + t_M) \cdot (1 + T_M) \quad (2.27)$$

$$P_M^o = P_M^* \cdot TCM \cdot (1 + t_M) \cdot (1 + \tau_M) \quad (2.28)$$

Expresión 2-5: Sistema de Precios con Distorsiones Ad-Valorem

En el caso que las distorsiones internas fueran iguales a cero, es posible mostrar que el *factor de corrección de la divisa (FCD)* que mide la brecha entre el PSD y el TCM resulta ser un promedio ponderado de las distorsiones externas presentes en la economía, como se puede apreciar en la ecuación 2.29.

$$PSD = TCM \left[\frac{P_X^* EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) (1 + t_X)}{P_X^* EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M})} - \frac{P_M^* IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M}) (1 + t_M)}{P_X^* EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M})} \right] \quad (2.29)$$

Es evidente en la ecuación 2.29 que si $t_X = t_M$, entonces $FCD = 0 \rightarrow PSD = TCM$.

Finalmente, incorporando la Expresión 2-5 que agrupa al sistema de precios de los productos importables y exportables con las distorsiones expresadas *ad valorem* a la ecuación 2.29, es posible obtener la fórmula definitiva del PSD para la economía en equilibrio general:

$$PSD = TCM \cdot \frac{Q_X P_X^* (1 + t_X) (\tau_X - T_X) \varepsilon_X + P_X^* (1 + t_X) (1 + T_X) EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP})}{P_X^* EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M})} + TCM \cdot \frac{Q_M P_M^* (1 + t_M) (\tau_M - T_M) \varepsilon_M - P_M^* (1 + t_M) (1 + T_M) IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M})}{P_X^* EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M})} + \frac{P_N^o Q_N \varepsilon_N \delta}{P_X^* EXP (\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP (\eta_{M,X} + \eta_{M,M})} \quad (2.30)$$

Expresión 2-6: Fórmula definitiva del Precio Social de la Divisa en Equilibrio General

El PSD en equilibrio general, que incorpora las distorsiones internas y externas que afectan a los sectores transables y no transables de la economía peruana, resulta ser en este caso

también un promedio ponderado (pero más complejo) de las distorsiones internas y externas. En este caso, el efecto de las distorsiones internas del sector no transable medido por δ no permite obtener una fórmula cerrada para el FCD , como se obtuvo para el caso cuando las distorsiones internas son nulas de acuerdo con la ecuación 2.29, por lo que estimar este valor requiere calcular primero el PSD (que arroja un valor estimado \overline{PSD}) y luego determinar el FCD de manera numérica utilizando la siguiente fórmula:

$$\frac{\overline{PSD} - TCM}{TCM} + 1 = FCD$$

Expresión 2-7: Fórmula del Factor de Corrección de la Divisa

Una vez presentado el modelo teórico propuesto para calcular el PSD , a continuación, se evaluarán las experiencias internacionales en Latinoamérica sobre la determinación del PSD , con el objeto de validar si la propuesta formulada en este Informe para el Ministerio de Economía y Finanzas es consistente con lo hecho por otros países en la región.

3. Metodologías utilizadas en países latinoamericanos

3.1. Cálculo del Precio Social de la Divisa en países de la Región

Algunos países latinoamericanos han realizado estudios para determinar el PSD , a fin de proveer a las unidades formuladoras y evaluadoras de proyectos de inversión pública en sus diferentes ministerios con información clave para el cálculo de la rentabilidad social de estos proyectos. En esta sección, se revisará la literatura existente sobre el cálculo del PSD en Latinoamérica que está disponible públicamente.

Para empezar, en el caso de Costa Rica, (Méndez, 2003) plantea la utilización de un enfoque de equilibrio parcial siguiendo a (Harberger, 1965), por lo cual corrige el tipo de cambio empleando las tasas de aranceles y subsidios al comercio exterior, así como las tasas de los impuestos internos. Utilizando información desde 1995 hasta 2002, el autor estima el factor de corrección de la divisa (FCD) en 1.12. Esto significa que, al poseer un tipo de cambio social superior al tipo de cambio de mercado, en Costa Rica el tipo de cambio está subvaluado en términos sociales, siendo las distorsiones externas relevantes.

Respecto al caso chileno, (García, 1988) estimó, utilizando el enfoque de equilibrio general descrito en este informe, el FCD en 1.131 para el año 1985, lo cual implica que en Chile también el tipo de cambio estaba subvaluado en términos sociales. (MDS-Chile, 2016) actualizó los resultados existentes en Chile, encontrando que el FCD para el año 2016 ascendía a 1.01. Este resultado muestra que el grado de distorsiones en la economía chilena entre los años 1985 y 2016 en Chile se ha reducido de manera importante, pues el FCD sólo muestra que existe 1% de discrepancia entre el PSD y el TCM .

Por otro parte, (Leiva, 2014) presenta, tomando como fuente el estudio de (Aboal & Cobas, 2011), el FCD para el caso de Uruguay a través de un modelo de equilibrio parcial del mercado de moneda extranjera usada para el comercio exterior que se encuentra basado en (Jenkins, Kuo, & Harberger, 2011). Bajo la lógica de fuentes-usos (flujos de comercio) se determina la variación neta de divisas. Para Uruguay, las distorsiones que busca reflejar este precio social de la divisa son las tasas de impuestos para bienes no transables y el arancel medio sobre las importaciones y subsidios sobre las exportaciones para los bienes transables. El valor para el FCD mostrado en el estudio asciende a 1.21.

En el caso de Nicaragua, el estudio de (MHCP-DGIP, 2010) emplea el enfoque de equilibrio parcial de (Harberger, 1965) para calcular el *FCD* aplicable a la evaluación de proyectos sociales. Mediante una forma simplificada del *PSD* que solo considera las distorsiones externas al comercio internacional, el estudio encuentra que el *FCD* asciende a 1.015.

En Paraguay, el Ministerio de Hacienda (MHP-SNIP, 2009) calculó el *PSD* empleado el enfoque de equilibrio propuesto por (Harberger, 1965), en donde sólo toma en cuenta las distorsiones externas (arancel promedio y tasa de subsidio a las exportaciones). El *FCD* calculado para este caso asciende a 1.0516 en el año 2009.

Con respecto al caso de México, (Cervini, 2002) calculó el *PSD* para el caso de México, utilizando como concepto el promedio ponderado de la disposición a pagar de los consumidores por una unidad adicional de moneda extranjera (importaciones incluyendo las distorsiones sobre las importaciones, aranceles menos subsidios) y el costo económico de producir una unidad adicional de moneda extranjera (exportaciones incluyendo subsidios). Los ponderadores son la participación de cada grupo en la generación de divisas (o sea, la elasticidad precio de las funciones de demanda de divisas -importaciones- y de oferta de divisas -exportaciones- con respecto a las variaciones originadas en el precio de la moneda extranjera por una unidad adicional). El enfoque utilizado para determinar el *PSD* es uno de equilibrio parcial. El resultado del *FCD* para el año 1993 es igual a 1.105. Para el año 2002, este factor se calculó en 1.033.

Con relación al caso de Colombia, la estimación realizada por Londero (2003) utiliza una versión simplificada del enfoque de equilibrio parcial presentado anteriormente, donde se calcula la media simple de las distorsiones en la demanda y la generación de divisas. En este caso, se calculan tasas de impuestos netas de subsidios efectivas para el agregado de las exportaciones más importaciones (tasa media de distorsión sobre el comercio exterior). El valor obtenido en este estudio para *FCD* en el caso colombiano asciende a 1.18.

En el caso de Bolivia, el Ministerio de Planificación del Desarrollo en el año 2006, aprobó la Resolución N° 0159-2006 en la cual aprueba el *FCD* para este país en 1.24. En la resolución, no se encontró información sobre el enfoque de cálculo. Asimismo, para el caso de Ecuador el Departamento de Manejo de Proyectos del Banco del Estado utiliza un *FCD* de 1.15, no especificando el enfoque de cálculo del *PSD*.

Finalmente, en el caso peruano se cuenta con el trabajo de investigación realizado por (CIUP, 2000), el cual replicó parcialmente el análisis formulado por (García, 1988) utilizando información estadística de la década de 1990. Como se explicó anteriormente, el enfoque de (CIUP, 2000) constituye una aplicación menos ambiciosa del enfoque de equilibrio general. La economía peruana se analiza estableciendo dos grandes sectores: bienes importables y bienes exportables, y se estiman las funciones de oferta y de demanda log-lineales para cada uno, obteniendo elasticidades precio, empleando el método de estimación de mínimos cuadros ordinarios (MCO). Además, se estiman las distorsiones existentes en toda la economía, mediante el cálculo de tarifas efectivas sobre el consumo y la producción. Primero, se calculan las distorsiones sobre los bienes no transables utilizando las tasas de impuestos indirectos, y las distorsiones sobre los bienes transables mediante el arancel medio sobre las importaciones y el subsidio neto medio sobre las exportaciones. Segundo, se estiman las distorsiones sobre la producción del sector transable, dadas por la utilización de insumos provenientes del sector no transables en la producción del sector transable. Estas distorsiones se aproximan por la tasa de impuestos indirectos internos. Finalmente, se estiman las distorsiones a la demanda de transables, dada por la tasa media de impuestos indirectos que pagan las importaciones.

Dichas distorsiones se ponderan por las elasticidades correspondientes para obtener el *PSD*. El cálculo del *PSD* para el año 2000 asciende a:

$$PSD = 1.0824 \times TCM$$

El *FCD* en el año 2000 se calculó en 1.0824. En otras palabras, el precio social de la divisa se calculó en 8.24% mayor al tipo de cambio de mercado u oficial para el período analizado hasta el año 2000. En un ejercicio de actualización (MEF, 2011), empleando la metodología propuesta

por (CIUP, 2000) y utilizando información estadística desde el año 1992 hasta el año 2010, determinó que el *PSD* era igual a:

$$PSD = 1.0213 \times TCM.$$

El *FCD* en el año 2010 se estimó en 1.0213. Esto significa, argumenta el estudio, que el precio social de la divisa se calculó en 2.13% mayor al tipo de cambio de mercado para el período analizado hasta el año 2010. Este resultado mostraría que las distorsiones en la economía peruana que afectaron al tipo de cambio en la primera década habrían disminuido como consecuencia de la reducción de impuestos y aranceles, así como la integración del Perú al mercado internacional mediante tratados de libre comercio.

En la Tabla 3-1 se muestra el resumen de los cálculos del *FCD* para distintos países de Latinoamérica.

Tabla 3-1: Cálculo del Factor de Corrección de la Divisa en Latinoamérica

País	Enfoque utilizado	Año de cálculo	Estimador del factor de corrección de la divisa	Fuente
Costa Rica	Equilibrio Parcial	2002	1.12	Méndez (2003)
Chile	Equilibrio General	1985	1.13	García (1988)
Chile	Equilibrio General (simplificado)	2016	1.01	Ministerio de Desarrollo Social de Chile, García (1988)
Uruguay	Equilibrio Parcial	2011	1.21	Leiva (2014), Aboal y Cobas (2011)
Nicaragua	Equilibrio Parcial	2010	1.012	Ministerio de Hacienda y Crédito Público de Nicaragua
México	Equilibrio Parcial	1993	1.11	Cervini (2002)
Colombia	Equilibrio Parcial	2003	1.18	Londero (2003)
Bolivia	N.D.	2006	1.24	Ministerio de Planificación del Desarrollo
Ecuador	N.D.	N.D.	1.15	Departamento de Manejo de Proyectos del Banco del Estado
Perú	Equilibrio General (simplificado)	2000	1.0824	CIUP (2000)
Perú	Equilibrio General (simplificado)	2010	1.0213	Ministerio de Economía y Finanzas

N.D. No determinado. Elaboración: Propia.

3.2. Elección de la metodología a utilizar

Como se puede apreciar en la Tabla 3-1, los estudios a nivel latinoamericano han utilizado, en su mayoría, enfoques de equilibrio parcial para calcular el *PSD*. Las excepciones son el caso de Chile y Perú en donde se han utilizado enfoques de equilibrio general de carácter simplificado.

El modelo de equilibrio general desarrollado por Dornbusch y García que se analizó en la Sección 2.4 de este Informe resulta superior a las aproximaciones de equilibrio parcial mencionadas previamente en esta Sección, así como a la propuesta del (CIUP, 2000) para el Ministerio de Economía y Finanzas porque permite tomar en cuenta:

- a) Los efectos cruzados entre los distintos mercados considerados en el modelo (mercados de bienes importables y exportables, así como bienes no transables).
- b) El efecto de la demanda de una divisa adicional para un proyecto de inversión pública sobre la disponibilidad de divisa extranjera en un país
- c) Todas las distorsiones que afectan a la economía (tanto internas como externas).
- d) Las políticas que el gobierno podría adoptar si la variación de la cantidad de divisa generase un deterioro de las cuentas externas (García, 1988).

Otra ventaja del enfoque de equilibrio general es que, con las variables y parámetros involucrados en el modelo, es posible conformar un sistema de ecuaciones, cuya estimación econométrica necesita como insumos los datos de series de tiempo correspondientes a las variables macroeconómicas de los 3 sectores. En ese sentido, el cálculo del precio social de la divisa es posible a partir de la estimación de un modelo econométrico multiecuacional (Greene, 2012, págs. 330-377, Cap. 10) que recoge las condiciones de equilibrio general en los tres mercados descritos, considerando que la economía bajo estudio es pequeña y abierta al comercio internacional. En el caso peruano, este supuesto es razonable debido a la pequeña participación de la economía peruana en el total del comercio internacional de bienes y servicios.

Por lo tanto, la estimación del *PSD* bajo el enfoque de equilibrio general será insesgada, y la implementación de su cálculo resulta practicable mediante métodos econométricos de series de tiempo, los cuales permitirán obtener parámetros como las elasticidades precio de oferta y demanda de productos importables, exportables y no transables que son necesarios para el cálculo. Por ello, en este Informe se escoge este enfoque de análisis para determinar el *PSD* en el Perú.

A continuación, en la siguiente sección se desarrolla el cálculo del precio social de la divisa y el factor de corrección de la divisa.

4. Cálculo del Precio Social de la Divisa

4.1. Enfoque Metodológico y Modelo Econométrico

El enfoque metodológico para el cálculo del *PSD* será uno de análisis multiecuacional de series de tiempo. En la primera etapa se determinarán las ecuaciones en forma reducida del modelo de equilibrio general que describe a los sectores de bienes exportables, importables y no transables de la economía. Estas ecuaciones conforman un sistema, por lo que la estrategia econométrica de estimación debe tomar en cuenta la posible retroalimentación o relación entre las ecuaciones.

La estructura de datos usada para la estimación consiste en un conjunto de variables de series de tiempo macroeconómicas de la economía peruana, cuya naturaleza debe ser previamente estudiada antes de llevar a cabo alguna estimación. Se examinará si es que las series exhiben estacionalidad y estacionariedad. En el caso de que las series tengan un componente de estacionalidad se aplicará algún método de desestacionalización (como el Censur X-13). Asimismo, se verificará la estacionariedad de las series usando la prueba de raíz unitaria propuesta por (Elliot, Rothenberg, & Stock, 1996)

En ese sentido, se debe tener en cuenta que los parámetros de interés tienen una naturaleza de largo plazo. Por ello, es importante darle un tratamiento adecuado al comportamiento tendencial de las series de tiempo utilizadas. En particular, se debe modelar las tendencias, ya sean determinísticas o estocásticas. En el caso de verificar la presencia de raíces unitarias, se deberá examinar si existen relaciones de largo plazo, o cointegración, entre las variables (Engle & Granger, 1987). Se usará la prueba moderna de detección de cointegración propuesta por (Bayer & Hanck, 2013). Si es que las pruebas de cointegración exhiben evidencia a favor de la existencia de relaciones de largo plazo, se deberá utilizar un método de estimación de sistemas multiecuacionales que tome en cuenta la existencia de cointegración. El método elegido en este informe para estimar los parámetros de las ecuaciones de cointegración en forma reducida será el de Regresiones Aparentemente Relacionadas Dinámicas (DSUR) propuesto por (Moon & Perron, 2005) y (Mark, Ogaki, & Sul, 2005).

La estimación arrojará un conjunto de parámetros (elasticidades precio) que serán insumos para el cálculo del *PSD*. Adicionalmente se calcularán algunos parámetros fuera del modelo (distorsiones) a partir de la base de datos construida. Con las elasticidades y distorsiones calculadas, se procederá a la estimación del *PSD* y del *FCD*. Luego, se medirá la incertidumbre asociada a estos parámetros de interés y se realizarán algunas pruebas de sensibilidad.

4.2. Determinación de la forma reducida del modelo de equilibrio general

En esta sección seguiremos a (García, 1988), pero sin modelar los componentes estacionales mediante variables dicotómicas, ya que las series macroeconómicas ya se encontrarán desestacionalizadas. El sistema de ecuaciones se puede dividir en dos bloques: funciones de oferta y funciones de exportaciones e importaciones.

A. Funciones de oferta

Existen 3 funciones de oferta correspondientes a los sectores de bienes exportables, importables y no transables. Dichas funciones se derivan del problema de maximización de beneficios de la empresa representativa en cada sector. Se asume que la tecnología de producción en cada sector es representada por una función Cobb-Douglas de la siguiente forma:

$$Q_i = Ct^a L_i^b$$

donde C es una constante tecnológica de escala; t es una variable que representa una tendencia lineal que modela la evolución de la tecnología en el sector i . L_i representa la cantidad de mano obra empleada en el sector i . La función de producción en cada sector se incorporará de forma *log-linealizada*. El problema de optimización de las empresas representativas en los tres sectores se presenta a continuación.

- Una empresa representativa del sector productor de bienes exportables debe resolver el siguiente problema:

$$\begin{aligned} \max P_X Q_X - wL_X \\ \text{s. a. } \ln Q_X = \alpha_0 + \alpha_1 \ln t + \alpha_2 \ln L_X \end{aligned} \quad (2.31)$$

cuya solución arroja la siguiente función de oferta a estimar:

$$\ln Q_X = (1/(1 - \alpha_2))(\alpha_0 + \alpha_1 \ln t) + (\alpha_2/(1 - \alpha_2))(\ln \alpha_2 + \ln P_X - \ln w) \quad (2.32)$$

- Una empresa representativa del sector productor de bienes importables debe resolver el siguiente problema:

$$\begin{aligned} \max P_M Q_M - wL_M \\ \text{s. a. } \ln Q_M = \beta_0 + \beta_1 \ln t + \beta_2 \ln L_M \end{aligned} \quad (2.33)$$

cuya solución arroja la siguiente función de oferta a estimar:

$$\ln Q_M = (1/(1 - \beta_2))(\beta_0 + \beta_1 \ln t) + (\beta_2/(1 - \beta_2))(\ln \beta_2 + \ln P_M - \ln w) \quad (2.34)$$

- Una empresa representativa del sector productor de bienes no transables debe resolver el siguiente problema:

$$\begin{aligned} \max P_N Q_N - wL_N \\ \text{s. a. } \ln Q_N = \gamma_0 + \gamma_1 \ln t + \gamma_2 \ln L_N \end{aligned} \quad (2.35)$$

cuya solución arroja la siguiente función de oferta a estimar:

$$\ln Q_N = (1/(1 - \gamma_2))(\gamma_0 + \gamma_1 \ln t) + (\gamma_2/(1 - \gamma_2))(\ln \gamma_2 + \ln P_N - \ln w) \quad (2.36)$$

B. Funciones de exportaciones e importaciones

En este caso hay 2 funciones: una de demanda de exportaciones y otra de demanda de importaciones, las cuales se detallan a continuación.¹⁵

$$\ln EXP = A_0 + A_1 \ln t + A_2 \ln p_X + A_3 \ln p_M + A_4 \ln E \quad (2.37)$$

$$\ln IMP = B_0 + B_1 \ln t + B_2 \ln p_X + B_3 \ln p_M + B_4 \ln E \quad (2.38)$$

Las ecuaciones (2.32), (2.34), (2.36), (2.37) y (2.38) conforman el sistema de ecuaciones (en forma reducida) del modelo de equilibrio general de la economía presentado en la Sección 2.4. Dado que las series se encuentran en logaritmos, los parámetros estimados del sistema

¹⁵ Estas ecuaciones también resultan de especificar una función Cobb-Douglas para las funciones de demanda de exportaciones e importaciones. Véase mayores detalles de esta especificación en (Hausman, 1981).

econométrico representan a las elasticidades, las cuales teóricamente debieran tener los siguientes signos:

$$\varepsilon_X = \alpha_2 / (1 - \alpha_2) > 0, \text{ elasticidad precio oferta del bien exportable}$$

$$\varepsilon_M = \beta_2 / (1 - \beta_2) > 0, \text{ elasticidad precio oferta del bien importable}$$

$$\varepsilon_N = \gamma_2 / (1 - \gamma_2) > 0, \text{ elasticidad precio oferta del bien no transable}$$

$$\varepsilon_{X,X}^{EXP} = A_2 > 0, \text{ elasticidad precio de las exportaciones}$$

$$\varepsilon_{X,M}^{EXP} = A_3 < 0, \text{ elasticidad precio cruzada de las exportaciones}$$

$$\eta_{M,X}^{IMP} = B_2 > 0, \text{ elasticidad precio cruzada de las importaciones}$$

$$\eta_{M,M}^{IMP} = B_3 < 0, \text{ elasticidad precio de las importaciones}$$

El modelo econométrico (en forma reducida) de series tiempo multiecuacional a estimarse es el siguiente:

$$\ln Q_{X,t} = a_1 + a_2 \ln t + \varepsilon_X \ln P_{X,t} + a_4 \ln w_t + e_{X,t}$$

$$\ln Q_{M,t} = b_1 + b_2 \ln t + \varepsilon_M \ln P_{M,t} + b_4 \ln w_t + e_{M,t}$$

$$\ln Q_{N,t} = c_1 + c_2 \ln t + \varepsilon_N \ln P_{N,t} + c_4 \ln w_t + e_{N,t}$$

$$\ln EXP_t = A_1 + A_2 \ln t + \varepsilon_{X,X}^{EXP} \ln p_{X,t} + \varepsilon_{X,M}^{EXP} \ln p_{M,t} + A_5 \ln E_t + A_6 D + e_{EXP,t}$$

$$\ln IMP_t = B_1 + B_2 \ln t + \eta_{M,X}^{IMP} \ln p_{X,t} + \eta_{M,M}^{IMP} \ln p_{M,t} + B_5 \ln E_t + e_{IMP,t}$$

Expresión 4-1: Sistema Econométrico de Ecuaciones del Modelo de Equilibrio General

$e_{k,t}$ representan los términos de error de las cinco ecuaciones donde $k = X, M, N, EXP$ y IMP ; $\ln t$ es el logaritmo de una tendencia lineal que representa el progreso tecnológico en cada sector. D representa una variable ficticia (*dummy*) que controla por la presencia de un quiebre estructural en la ecuación de demanda de exportaciones debido al inicio de la época del boom de los commodities y la ocurrencia de las crisis “dot.com” y la crisis financiera del año 2008. Estos acontecimientos generaron impactos en los niveles de exportación en el Perú que causaron fluctuaciones importantes en las exportaciones, provocando un quiebre estructural en la variable EXP .

Debido a la potencial existencia de un comportamiento no estacionario en las series macroeconómicas en el sistema de ecuaciones, se requiere evaluar la presencia de raíces unitarias en las series, y luego testar la existencia de cointegración para determinar que las ecuaciones en el sistema reflejen una relación estable de largo plazo entre las series de tiempo involucradas en el modelo.

De existir cointegración, los parámetros de las ecuaciones en el sistema representa un conjunto de cinco vectores de cointegración, los cuales se encuentran normalizados en torno a las variables dependientes $\ln Q_{X,t}$; $\ln Q_{M,t}$; $\ln Q_{N,t}$; $\ln Q_{N,t}$; $\ln EXP_t$, $\ln IMP_t$ del sistema.¹⁶ En este contexto, la estimación conjunta de las ecuaciones en el sistema permitirá obtener estimadores

¹⁶ Esta normalización recoge las restricciones impuestas por el modelo de equilibrio general y las condiciones de maximización de los beneficios de las empresas representativas de los sectores transables y no transables que se han descrito en este Informe.

consistentes de las elasticidades precio de las ecuaciones de oferta de productos exportables, importables y no transables, así como las elasticidades precio de la demanda de exportaciones e importaciones. Estas elasticidades serán de “largo plazo”, en el sentido que reflejarán magnitudes estables de sensibilidad de las funciones de oferta y demanda con respecto a los precios a lo largo de toda la muestra considerada para la estimación del sistema, tomando en cuenta el efecto no estacionario de las series macroeconómicas empleadas.

El sistema que se requiere estimar es uno de *regresiones aparentemente no relacionadas* (SUR) cuyos errores $e_{k,t}$ pueden estar correlacionados entre sí. Esta correlación simultánea puede manifestarse debido a las restricciones de equilibrio general consideradas en el desarrollo del modelo, por las cuales los mercados de bienes transables y no transables se encuentran vinculados a través del sistema de precios relativos de la economía.

A fin de estimar el modelo en la Expresión 4-1 y obtener los parámetros de interés para el cálculo del precio social de la divisa, sería posible utilizar el enfoque propuesto por (Zellner, 1962), conocido como el método SUR. Sin embargo, debido a la no estacionariedad en las variables macroeconómicas en el sistema, es necesario usar el enfoque propuesto por (Moon & Perron, 2005) denominado *dynamic seemingly unrelated regression estimation* (DSUR). Los autores proponen modificar el clásico método SUR para estimar los vectores de cointegración que contienen las elasticidades precio que influyen en el valor del PSD, combinando la técnica de estimación *dynamic ordinary least squares* (DOLS) propuesta por (Stock & Watson, 1993) con el enfoque de estimación de mínimos cuadrados generalizados multiecuacional propuesto por (Zellner, 1962).

De acuerdo con los resultados mostrados por (Moon & Perron, 2005), los estimadores DSUR se distribuyen siguiendo una distribución normal multivariante mixta, son consistentes y son asintóticamente eficientes (con mínima varianza). Estos resultados permiten poder realizar inferencia estadística sobre los parámetros del sistema utilizando el test de Wald, cuyo estadístico se distribuye asintóticamente siguiendo una distribución chi-cuadrado. Asimismo, es posible calcular intervalos de confianza para los vectores de cointegración, pero también para el estimador del PSD, el cual resulta ser una combinación no lineal de las elasticidades precio estimadas a partir de la Expresión 4-1, tal como se muestra en la Expresión 2-6. El Modelo DSUR para la Expresión 4-1 se muestra a continuación.

$$\begin{aligned} \ln Q_{X,t} &= a_1 + a_2 \ln t + \varepsilon_X \ln P_{X,t} + a_4 \ln w_t + \sum_{l=-s}^p \gamma_{t-l}^{QX} \Delta Z_{t-l}^{QX} + e_{X,t} \\ \ln Q_{M,t} &= b_1 + b_2 \ln t + \varepsilon_M \ln P_{M,t} + b_4 \ln w_t + \sum_{l=-s}^p \gamma_{t-l}^{QM} \Delta Z_{t-l}^{QM} + e_{M,t} \\ \ln Q_{N,t} &= c_1 + c_2 \ln t + \varepsilon_N \ln P_{N,t} + c_4 \ln w_t + \sum_{l=-s}^p \gamma_{t-l}^{QN} \Delta Z_{t-l}^{QN} + e_{N,t} \\ \ln EXP_t &= A_1 + A_2 \ln t + \varepsilon_{X,X}^{EXP} \ln p_{X,t} + \varepsilon_{X,M}^{EXP} \ln p_{M,t} + A_5 \ln E_t + A_6 D + \sum_{l=-s}^p \gamma_{t-l}^{EXP} \Delta Z_{t-l}^{EXP} + e_{EXP,t} \\ \ln IMP_t &= B_1 + B_2 \ln t + \eta_{M,X}^{IMP} \ln p_{X,t} + \eta_{M,M}^{IMP} \ln p_{M,t} + B_5 \ln E_t + \sum_{l=-s}^p \gamma_{t-l}^{IMP} \Delta Z_{t-l}^{IMP} + e_{IMP,t} \end{aligned}$$

Expresión 4-2: Modelo Econométrico DSUR para estimar los parámetros del PSD

El modelo DSUR incorpora los adelantos y rezagos de las diferencias de las variables explicativas en cada regresión del sistema, con el objeto de hacer los términos de error independientes de todas las innovaciones pasadas que puedan contener los regresores estocásticos de cada ecuación (Stock & Watson, 1993). Δ es el operador de diferencias, Z_{t-s}^k es el vector de variables explicativas de cada regresión, donde $k = X, M, N, EXP$ y IMP . s es el número de adelantos y p es el número de rezagos en el modelo. γ_{t-s}^k son los parámetros de los adelantos y rezagos de cada regresión en el sistema.

Es posible evaluar si el modelo DSUR estimado es adecuado para capturar el efecto de las correlaciones contemporáneas entre los errores de las ecuaciones del sistema a través de una prueba chi-cuadrado de (Breusch & Pagan, 1980). El rechazo de la hipótesis nula de correlación cero entre las ecuaciones indicará que el enfoque de estimación simultánea DSUR es apropiado para la estimación de los vectores de cointegración, considerando el efecto de las correlaciones entre las ecuaciones del sistema representado en la Expresión 4-2.¹⁷

La Expresión 4-2 será el modelo que se estimará en este Informe para determinar los vectores de cointegración del sistema y calcular las elasticidades-precio necesarias para determinar el *PSD* y el *FCD* para el caso peruano de acuerdo con la Expresión 2-6 y Expresión 2-7, respectivamente. En la siguiente sección se describe la base de datos de información macroeconómica que es necesaria para estimar el *PSD* y el *FCD*.

4.3. Descripción de la Base de Datos

Se recopilaron series de tiempo de frecuencia trimestral desde el primer trimestre de 1992 al cuarto trimestre de 2017 correspondientes a los 3 sectores del modelo de equilibrio general a partir de las estadísticas de comercio exterior publicadas por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y el Instituto Nacional de Estadísticas e Informática (INEI). Para el mercado de bienes exportables, se usará en el caso de la oferta a la producción de los sectores agropecuario, pesca, minería e hidrocarburos.

En el caso de la demanda se usará el monto total de exportaciones y la producción de bienes exportables. Para el mercado de bienes importables se usará en el caso de la oferta a la producción del sector manufactura. En el caso de la demanda se usará el monto total de importaciones y la producción de bienes importables. Las estimaciones de las elasticidades precio de las funciones de oferta y demanda requieren además obtener el índice de precios de exportaciones e importaciones y la serie de salario nominal.

Asimismo, se recopiló información sobre las distorsiones en los mercados mencionados. Las distorsiones en el mercado no transable corresponden fundamentalmente al pago del IGV a los bienes no transables. Para medir el efecto de las distorsiones sobre la oferta de bienes exportables e importables se necesita recurrir a la importancia relativa de los insumos provenientes del sector no transable en la producción de bienes exportables e importables.

Para medir las distorsiones a las exportaciones se usarán como insumo los egresos del Estado debido al *drawback*. Para medir las distorsiones a las importaciones se usará el monto recaudado por aranceles. En el caso de las distorsiones a la demanda de importaciones se usará la recaudación del IGV a las importaciones.

¹⁷ La prueba de Breusch-Pagan evalúa si las ecuaciones en el sistema DSUR son independientes; es decir, los errores de las ecuaciones exhiben una matriz de varianza-covarianza diagonal.

A continuación, se describe cada una de las series usadas en la estimación del sistema econométrico exhibido en la Expresión 4-2.

- Oferta de bienes exportables (Q_X): se usó la suma del PBI agropecuario, PBI de pesca y PBI de minería e hidrocarburos, todos ellos expresados en millones de soles de 2007. Fueron obtenidos de las series estadísticas del BCRP.
- Oferta de bienes importables (Q_M): se usó al PBI de manufactura, expresado en millones de soles de 2007. Fue obtenido de las series estadísticas del BCRP.
- Oferta de bienes no transables (Q_N): se usó la suma del PBI del sector electricidad y agua, PBI de construcción, PBI de comercio y PBI de servicios, expresado en millones de soles de 2007. Fueron obtenidos de las series estadísticas del BCRP.
- Precios internos del sector exportable e importable (P_X y P_M): se usaron los precios de exportación e importación (índice 2007 = 100). Fueron obtenidos de las series estadísticas del BCRP.
- Precio interno del sector no transable (P_N): se usó el índice de precios (índice 2007 = 100) IPC no transables. Fue obtenido de las series estadísticas del BCRP.
- Demanda de exportaciones e importaciones (EXP e IMP): se usaron las series de exportaciones e importaciones del PBI por el lado del gasto, expresado en millones de soles de 2007. Fueron obtenidas de las series estadísticas del BCRP.
- Gasto agregado (E): se usó el PBI global, expresado en millones de soles de 2007. Fue obtenido de las series estadísticas del BCRP.
- Precio relativo del bien exportable respecto del no transable (p_X): se usó el cociente del índice del precio de exportaciones entre el IPC no transables.
- Precio relativo del bien importable respecto del no transable (p_M): se usó el cociente del índice del precio de importaciones entre el IPC no transables.
- Salario nominal (w): se usó la serie de sueldos nominales de Lima Metropolitana, obtenida del INEI. Esta serie termina el segundo trimestre de 2010, por lo que se procedió a realizar una extrapolación usando las tasas de crecimiento anuales de los ingresos promedios mensuales provenientes del trabajo para Lima Metropolitana. La fuente del cálculo de estos ingresos es la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG).

4.4. Análisis de estacionariedad de las series

Las series mencionadas en la Sección 4.3 fueron desestacionalizadas usando el método US Census Bureau X-13.¹⁸ A las series desestacionalizadas se les aplicó la función logaritmo. De esta manera, el modelo se diferencia de (García, 1988) ya que este autor modela explícitamente los componentes estacionales usando variables dicotómicas. La ventaja de aplicar el método de desestacionalización es que ya no se tienen que incluir variables dicotómicas para modelar la estacionalidad y, por ende, el número de parámetros a estimar disminuye y se obtienen más grados de libertad disponibles para la estimación econométrica.

A las series desestacionalizadas y en logaritmos se les aplicó pruebas de raíz unitaria para verificar la existencia de tendencias estocásticas. Otra diferencia con el trabajo de (García,

¹⁸ Para mayores detalles véase el portal de internet del US Census Bureau, disponible en <https://www.census.gov/srd/www/x13as/> (último acceso: 15/05/2018).

1988) es el modelamiento de las tendencias estocásticas y el uso de métodos que permitan obtener, de manera multiecuacional, parámetros consistentes y asintóticamente eficientes ante la presencia de raíces unitarias. Es usual que las series macroeconómicas exhiban tanto tendencias estocásticas como tendencias determinísticas; por ello, en las pruebas de raíz unitaria se incorporan como parámetros exógenos tendencias lineales determinísticas. En este informe se utilizará la prueba de raíz unitaria DF-GLS propuesta por (Elliot, Rothenberg, & Stock, 1996)¹⁹. Los resultados de las pruebas se presentan, introduciendo una constante y una tendencia línea en el test, en la Tabla 4-1 y la Tabla 4-2.

Tabla 4-1: Pruebas de Raíz Unitaria DF-GLS (con constante)

Serie	Estadístico t DF-GLS	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 10%
$\ln Q_X$	3.170949	-1.943974	-1.614676
$\ln Q_M$	0.933690	-1.943974	-1.614676
$\ln Q_N$	2.759483	-1.944006	-1.614656
$\ln P_X$	0.104566	-1.944006	-1.614656
$\ln P_M$	0.172493	-1.944006	-1.614656
$\ln P_N$	0.898869	-1.944072	-1.614616
$\ln w$	1.581673	-1.944404	-1.614417
$\ln E$	2.542600	-1.944006	-1.614656
$\ln p_X$	-1.035404	-1.944006	-1.614656
$\ln p_M$	-0.307508	-1.944006	-1.614656
$\ln EXP$	1.426947	-1.943974	-1.614676
$\ln IMP$	1.665166	-1.943974	-1.614676

* Ningún test es significativo al 5% o al 10%. Elaboración: Propia.

Tabla 4-2: Pruebas de Raíz Unitaria DF-GLS (con constante y tendencia lineal)

Serie	Estadístico t DF-GLS	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 10%
$\ln Q_X$	-2.381501	-3.027000	-2.737000
$\ln Q_M$	-1.818476	-3.027000	-2.737000
$\ln Q_N$	-1.243735	-3.028000	-2.738000
$\ln P_X$	-1.944022	-3.028000	-2.738000
$\ln P_M$	-2.077313	-3.028000	-2.738000
$\ln P_N$	-1.989004	-3.030000	-2.740000
$\ln w$	-1.845415	-3.058800	-2.767000
$\ln E$	-1.744167	-3.028000	-2.738000
$\ln p_X$	-1.308274	-3.028000	-2.738000
$\ln p_M$	-1.062095	-3.028000	-2.738000
$\ln EXP$	-1.960534	-3.027000	-2.737000
$\ln IMP$	-1.779375	-3.027000	-2.737000

* Ningún test es significativo al 5% o al 10%. Elaboración: Propia.

Como puede apreciarse, la prueba DF-GLS falla en rechazar la hipótesis nula de que las series son no estacionarias, $I(1)$, tanto cuando se incorpora un término constante en la regresión de prueba como cuando se incorpora una constante y una tendencia lineal.²⁰ Adicionalmente, se realizó la prueba de (Levin, Lin, & Chu, 2002), la cual evalúa la hipótesis conjunta de que las

¹⁹ Este test constituye una modificación del test aumentado de Dickey-Fuller (ADF), el cual controla por la incorporación de componentes determinísticos (tales como una constante o una tendencia lineal) utilizando el método de mínimos cuadrados generalizados, logrando una prueba puntual asintóticamente óptima para detectar raíces unitarias. El test DF-GLS domina otras pruebas de raíz unitaria en términos de potencia estadística (*power*) en muestras pequeñas y grandes, tales como los test ADF y Phillips-Perron.

²⁰ Este resultado brinda sustento a la incorporación en las ecuaciones presentadas en la Expresión 4-1 de una tendencia determinística lineal.

doce variables bajo análisis presentan una raíz unitaria común. El resultado de la prueba arroja un t-estadístico = 1.00409 con p-value = 0.8423, con lo cual se falla en rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en el conjunto de variables, lo cual confirma la presencia de un comportamiento no estacionario en las series de la base de datos. Por lo tanto, estos resultados implican que es necesario evaluar si las variables que queremos utilizar para estimar los parámetros que definen el *PSD* se encuentran cointegradas.

La presencia de cointegración en las series macroeconómicas sería un indicio de que existen relaciones de equilibrio entre las variables que conforman las ecuaciones en la Expresión 4-1. Ello significa que los parámetros del sistema definirán una relación estable de largo plazo (una tendencia estocástica común) entre las variables de cada ecuación y, por lo tanto, un equilibrio (general) en los mercados del modelo. En este sentido, ante la presencia de cointegración, la economía puede describirse como un sistema dinámico multivariado, cuyo equilibrio es un "atractor" en el sistema, mientras que un mecanismo de corrección de error constituye la fuerza que mueve los precios relativos hacia el atractor.²¹

La existencia de cointegración, por tanto, sustentaría la hipótesis de que la economía bajo análisis, que está representada por las cinco ecuaciones en forma reducida en la Expresión 4-1, se sostiene en condiciones de equilibrio en torno a una tendencia estocástica estable y que las desviaciones de los precios relativos en el corto plazo se corrigen mediante mecanismo de ajuste dentro del sistema. Bajo estas condiciones, la estimación del *PSD* empleando los estimadores del modelo de cointegración brindará un cálculo consistente y estable para el período de análisis.

A continuación, en la siguiente sección se presentarán los resultados de las pruebas de cointegración a las variables del modelo.

4.5. Pruebas de Cointegración

Dado que hemos verificado la presencia de raíces unitarias en las series macroeconómicas, lo que corresponde ahora es evaluar si esas tendencias estocásticas están relacionadas y conforman alguna relación de equilibrio de largo plazo, esto es, debemos examinar si las series se encuentran cointegradas. La prueba de cointegración que usaremos es el test recientemente propuesto por (Bayer & Hanck, 2013).

La ventaja de esta prueba es que en realidad se trata de una metaprueba que evalúa la presencia de cointegración usando los test de (Engle & Granger, 1987) y (Johansen, 1988) de manera conjunta y combinando la información estadísticas de estas pruebas de cointegración individuales a través de un estadístico F-Fisher. Esta metaprueba nos permitirá, entonces, reducir la ambigüedad de rechazar o no la hipótesis nula de no cointegración utilizando el enfoque de Engle y Granger o, alternativamente, el enfoque de Johansen. La Tabla 4-3 presenta los resultados de las pruebas de cointegración.

Los resultados de la metaprueba muestran que existen cinco relaciones de cointegración correspondientes a las cinco ecuaciones que conforman el modelo de equilibrio general representado por la Expresión 4-1.²² Es decir, existen relaciones estables entre las variables del modelo en el largo plazo, donde cada relación está representada por su respectiva ecuación.

Por lo tanto, es posible realizar la estimación de los vectores de cointegración que contienen las elasticidades precio necesarias para determinar el *PSD* mediante el modelo DSUR

²¹ Este resultado se sustenta en el teorema de representación propuesto por (Engle & Granger, 1987).

²² A modo de validación, se realizó la prueba de cointegración del valor propio máximo (estadístico *max-eigenvalue*) propuesta por (Johansen, 1988) y (Johansen & Juselius, 1990), obteniendo para la hipótesis nula de cinco de vectores de cointegración el estadístico *max-eigenvalue* = 42.91065 con p-value = 0.2508. La prueba falla en rechazar la hipótesis nula de que el conjunto de las 12 variables macroeconómicas utilizadas en el sistema define cinco relaciones de cointegración.

representado por la Expresión 4-2. Los resultados de este ejercicio se presentan en la siguiente sección.

Tabla 4-3: Prueba de Cointegración de Bayer-Hanck

Ecuación	Estadístico F (EG-J)	Valor Crítico	Conclusión
Oferta de exportables	19.613	10.858	Existe cointegración
Oferta de importables	68.887	10.858	Existe cointegración
Oferta de no transables	15.711	10.858	Existe cointegración
Demanda de Exportaciones	14.229	10.711	Existe cointegración
Demanda de Importaciones	16.493	10.711	Existe cointegración

La hipótesis nula de la prueba es que los test de Engle-Granger y Johansen (EG-J) fallan en rechazar, de manera conjunta, la hipótesis de que las series en cada ecuación no se encuentran cointegradas. Elaboración: Propia.

4.6. Estimación del modelo econométrico multiecuacional

Dado que se verifica la existencia de cointegración, debemos usar un método econométrico multiecuacional que parta de la existencia de relaciones de cointegración entre las series que conforman un sistema de ecuaciones. Por ejemplo, (García, 1988) utiliza 3 métodos de estimación: OLS, FIML y SUR; sin embargo, ninguno de ellos toma en cuenta las potenciales relaciones de cointegración entre las series.

El método propuesto en este Informe es DSUR (regresiones dinámicas aparentemente no relacionadas). La ventaja de este método es que está diseñado para contextos de sistemas de ecuaciones simultáneas en presencia de cointegración. Los parámetros estimados en este modelo tienen las propiedades asintóticas buscadas en todo estimador, como son consistencia y eficiencia.

Desde un punto de vista metodológico, ante la presencia de variables no estacionarias, lo correcto es aplicar técnicas de estimación e inferencia que tomen en cuenta la presencia de raíces unitarias ya que estas técnicas son las únicas que nos brindarán varianzas estimadas adecuadas.

En ese sentido, los errores estándar y estadísticos t presentados por (García, 1988) al aplicar las técnicas OLS, FIML y SUR, no serían adecuados para hacer inferencia en presencia de raíces unitarias en las variables utilizadas en su análisis y, por lo tanto, no servirán para medir la variabilidad asociada a la estimación del PSD.²³

Tal como quedó establecido en la Sección 4-5, existen 5 relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables del sistema econométrico. Para describir las relaciones de cointegración y sus parámetros recurrimos al método DSUR, que se aplica a sistemas de ecuaciones simultáneas donde se conoce a priori que existen relaciones de cointegración. Los resultados se muestran a continuación.

²³ En el Anexo 8-2, Tabla 8-3, se presenta una comparativa de los resultados de la estimación de los parámetros de interés para el cálculo del PSD utilizando los métodos OLS, FIML, SUR y DSUR.

Tabla 4-4: Elasticidades estimadas con el método DSUR

Parámetro	Estimación DSUR
ε_X	0.193 *** (0.025)
ε_M	0.760 *** (0.026)
ε_N	1.772 *** (0.242)
$\varepsilon_{X,X}^{EXP}$	0.245 ** (0.125)
$\varepsilon_{X,M}^{EXP}$	-0.063 (0.232)
$\eta_{M,X}^{IMP}$	0.471 *** (0.114)
$\eta_{M,M}^{IMP}$	-0.637 *** (0.206)

Errores estándar en paréntesis.

*** significativa al 1%, ** significativa al 5%

Elaboración: Propia.

Las elasticidades mostradas corresponden a parámetros del modelo DSUR que no solo son consistentes, sino que también son eficientes, a diferencia de los parámetros obtenidos con estimaciones del tipo OLS, FIML o SUR. Esto es, las desviaciones estándar mostradas son útiles para hacer pruebas de hipótesis y construir intervalos de confianza válidos. Asimismo, las elasticidades realmente reflejan la sensibilidad en el largo plazo de las series de oferta y demanda de bienes, ya que provienen de un modelo donde se explicitan las relaciones de cointegración a través de los parámetros estimados.

Se realizó también una prueba de Breusch-Pagan para verificar la hipótesis nula de que las ecuaciones no están relacionadas (son independientes). El estadístico chi-cuadrado es: $\chi^2(10) = 70.009$ con p-value = 0.000. El resultado de la prueba rechaza la hipótesis nula al 5%, lo cual abona en favor de la estimación conjunta del sistema de ecuaciones para tomar en cuenta el efecto de las correlaciones existente entre los términos de error de las ecuaciones del modelo. En este sentido, el método DSUR genera mejores estimadores de los vectores de cointegración (en comparación a los que se pueden obtener con otros métodos econométricos²⁴) al calcular estimadores asintóticamente eficientes (con mínima varianza).

4.7. Cálculo del Precio Social de la Divisa para el Perú

Para concluir con la estimación del *PSD*, se necesitan calcular previamente los parámetros correspondientes a las distorsiones internas y externas a la economía. Las distorsiones básicamente provienen de los impuestos y subsidios a los sectores transables y no transable. Los impuestos harán que el precio de los bienes suba y, por tanto, son denotados con un signo positivo. Los subsidios harán que el precio baje y son denotados con signo negativo.

Para la construcción de las distorsiones se ha usado información de distintas fuentes, tal como se detalla a continuación:

²⁴ En este sentido, el método DSUR brinda mejores resultados que métodos como mínimos cuadrados ordinarios (OLS), máxima verosimilitud con información completa (FIML) o el método SUR simple.

- **Distorsión al comercio exterior de bienes exportables (t_x)**

Para calcular esta distorsión se usó el cociente del *drawback* respecto al total de exportaciones. El *drawback* en teoría representa una compensación arancelaria, pero en la práctica funciona como un subsidio. La información de la serie anual de la devolución de aranceles en dólares proviene de SUNAT y la serie anual de exportaciones en dólares proviene del BCRP.

El cálculo para el año 2017 es el siguiente:

$$t_x = -\frac{263.823 \text{ millones de dólares}}{44917.617 \text{ millones de dólares}} = -0.006$$

- **Distorsión al comercio exterior de bienes importables (t_m)**

Para calcular esta distorsión, se usó el cociente de la recaudación por aranceles respecto al total de importaciones. La información de la serie anual de recaudación por aranceles en dólares proviene de SUNAT, mientras que la serie anual de importaciones en dólares proviene del BCRP.

El cálculo para el año 2017 es el siguiente:

$$t_m = -\frac{492.236 \text{ millones de dólares}}{38651.849 \text{ millones de dólares}} = 0.013$$

- **Distorsión al consumo de bienes exportables (T_x)**

No se identificó un impuesto o subsidio específico al consumo de bienes exportables, por lo que su valor se fijó en cero.

$$T_x = 0$$

- **Distorsión al consumo de bienes importables (T_m)**

Se usó la tasa implícita producto de la aplicación del Impuesto General a las Ventas (IGV) a las importaciones y del Impuesto Selectivo al Consumo (ISC), que es aplicado a productos importables. La información sobre recaudación por IGV a las importaciones, ISC y demanda de bienes importables en soles, se obtuvo del BCRP. Se usó la siguiente fórmula:

$$(1 + T_m) = (1 + T_{IGV,M})(1 + T_{ISC}),$$

donde $T_{IGV,M}$ es el cociente de la recaudación por IGV a las importaciones entre la demanda de bienes importables y T_{ISC} es el cociente de la recaudación por ISC entre la demanda de bienes importables.

El cálculo para el año 2017 es el siguiente:

$$T_{IGV,M} = \frac{22528.603 \text{ millones de soles}}{154454.54 \text{ millones de soles}} = 0.146$$

$$T_{ISC} = \frac{6328.539 \text{ millones de soles}}{154454.54 \text{ millones de soles}} = 0.041$$

$$T_M = (1 + 0.146)(1 + 0.041) - 1 = 0.193$$

- **Distorsión neta en el sector no transable (δ)**

Para calcular la distorsión neta (impuestos menos subsidios) en el sector no transable se usó el producto de la tasa del IGV y la proporción del sector no transable que no recibe exoneraciones del IGV.

La distorsión será entonces igual a:

$$\delta = t_{IGV}(1 - s_{N,IGV})$$

donde $t_{IGV} = 0.18$ es la tasa del IGV y $s_{N,IGV}$ es la proporción del sector no transable que recibe exoneraciones del IGV. De acuerdo con la legislación vigente los bienes y servicios del sector no transables exonerados del IGV corresponden a: transporte público, educación y cultura.

En la desagregación del PBI por sectores no se encuentra el detalle para identificar el aporte específico de las actividades mencionadas a la producción del sector no transable. Como estrategia alternativa se usaron los pesos de estos rubros en la canasta familiar del INEI. Dichos pesos suman 0.25749.

La distorsión neta en el sector no transable será entonces igual a:

$$\delta = t_{IGV}(1 - s_{N,IGV}) = 0.18(1 - 0.25749) = 0.134$$

- **Distorsión a la producción de bienes exportables (τ_X)**

A diferencia de la distorsión al consumo de bienes, la distorsión a la producción de bienes se construye a partir de las distorsiones sobre los precios de los insumos de producción que provienen del sector no transable. Dado que ya se calculó la distorsión neta en el sector no transable, se usó el producto de esta distorsión por la participación de los insumos del sector no transable en la producción de los bienes exportables para determinar la magnitud de τ_X :

$$\tau_X = s_{X,N}\delta$$

donde δ es la distorsión neta del sector no transables y $s_{X,N}$ es la participación de insumos provenientes del sector no transable en la producción de bienes exportables. Esta participación se obtuvo de la matriz de demanda intermedia del INEI, año 2007, y se calculó en 0.328.

La distorsión a la producción de bienes exportables será entonces igual a:

$$\tau_X = 0.328(0.134) = 0.044$$

- **Distorsión a la producción de bienes importables (τ_M)**

Dado que ya se calculó la distorsión neta en el sector no transable, se usó el producto de esta distorsión por la participación de los insumos del sector no transable en la producción de los bienes importables:

$$\tau_M = s_{X,M} \delta$$

donde δ es la distorsión neta del sector no transables y $s_{X,M}$ es la participación de insumos provenientes del sector no transable en la producción de bienes importables. Esta participación se obtuvo de la matriz de demanda intermedia del INEI, año 2007 y se calculó en 0.116.

La distorsión a la producción de bienes importables será entonces igual a:

$$\tau_M = 0.116(0.134) = 0.016$$

A continuación, se presentan el resumen de las distorsiones calculadas:

Tabla 4-5: Distorsiones calculadas para la economía peruana

Parámetro	Valor de la Distorsión
t_X	-0.006
t_M	0.013
T_X	0.000
T_M	0.193
δ	0.134
τ_X	-0.044
τ_M	-0.016

Elaboración: Propia.

La Expresión 2-6 de la fórmula del PSD puede escribirse de manera compacta de la siguiente manera:

$$PSD = TCM [POND X(\tau_X - T_X) + PONDEXP(1 + t_X)(1 + T_X) + POND M(\tau_M - T_M) - PONDIMP(1 + t_M)(1 + T_M)] + POND N\delta$$

donde definimos los ponderadores:

$$POND X = \frac{Q_X P_X^* (1 + t_X) \varepsilon_X}{P_X^* EXP(\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP(\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})}$$

$$PONDEXP = \frac{P_X^* EXP(\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP})}{P_X^* EXP(\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP(\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})}$$

$$POND M = \frac{Q_M P_M^* (1 + t_M) \varepsilon_M}{P_X^* EXP(\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP(\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})}$$

$$PONDIMP = \frac{P_M^* IMP(\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})}{P_X^* EXP(\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP(\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})}$$

$$PONDN = \frac{Q_N P_N^0 \varepsilon_N}{P_X^* EXP(\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP}) - P_M^* IMP(\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP})}$$

Para el 2017, se utilizarán los siguientes datos recogidas de las fuentes del Banco Central de Reserva del Perú y el Instituto Nacional de Estadística e Informática:

$$Q_X P_X^* = 35\,355.060 \text{ millones de dólares}$$

$$Q_M P_M^* = 22\,840.336 \text{ millones de dólares}$$

$$Q_N P_N^0 = 50\,2381.035 \text{ millones de soles}$$

$$P_X^* EXP = 44\,917\,617\,153.411 \text{ dólares}$$

$$P_M^* IMP = 38\,651\,849\,476 \text{ dólares}$$

$$TCM = 3.2622 \text{ soles por dólar}$$

Reemplazando los datos mencionados en las fórmulas, obtenemos los valores de los ponderadores:

$$POND_X = \frac{35\,355.06(1 - 0.006)0.193}{44\,917\,617\,153.411(0.245 - 0.063) - 38\,651\,849\,476(0.471 - 0.637)} = 4 \times 10^{-7}$$

$$POND_{EXP} = \frac{44\,917\,617\,153.4107(0.245 - 0.063)}{44\,917\,617\,153.411(0.245 - 0.063) - 38\,651\,849\,476(0.471 - 0.637)} = 0.561$$

$$POND_M = \frac{22\,840.3355(1 + 0.013)0.76}{44\,917\,617\,153.411(0.245 - 0.063) - 38\,651\,849\,476(0.471 - 0.637)} = 10^{-6}$$

$$POND_{IMP} = \frac{38\,651\,849\,476(0.471 - 0.637)}{44\,917\,617\,153.411(0.245 - 0.063) - 38\,651\,849\,476(0.471 - 0.637)} = -0.439$$

$$POND_N = \frac{50\,2381.035(1.772)}{44\,917\,617\,153.411(0.245 - 0.063) - 38\,651\,849\,476(0.471 - 0.637)} = 6 \times 10^{-5}$$

Reemplazando los valores de los ponderadores, obtenemos finalmente el PSD:

$$PSD = 3.26 [POND_X(\tau_X - T_X) + POND_{EXP}(1 + t_X)(1 + T_X) + POND_M(\tau_M - T_M) - POND_{IMP}(1 + t_M)(1 + T_M)] + POND_N \delta$$

$$PSD = 3.26 [4 \times 10^{-7}(-0.044 - 0) + 0.561(1 - 0.006)(1 + 0) + 10^{-6}(-0.016 - 0.193) + 0.439(1 + 0.013)(1 + 0.193)] + 6 \times 10^{-5}(0.134)$$

$$PSD = 3.549254 \text{ soles/US\$}$$

Por lo tanto, el precio social de la divisa en el Perú en el año 2017 ascendió a **3.549254 soles por US\$**. Dado que el PSD es construido a partir de los estimadores de las elasticidades precio

del modelo de equilibrio general desarrollado en este Informe y, a su turno, estos estimadores tienen cierto grado de variabilidad medido por sus errores estándar, entonces el *PSD* resulta ser una función no lineal de dichos estimadores, por lo cual es posible aplicar el método delta y construir un intervalo de confianza al 95% para el *PSD*, empleando la matriz de varianza-covarianza del modelo representado por la Expresión 4-2. El cálculo del *PSD* se reporta en la Tabla 4-6.

Tabla 4-6: Cálculo del Precio Social de la Divisa

Parámetro <i>PSD</i>	Error estándar	Límite inferior del intervalo al 95% de confianza	Límite superior del intervalo al 95% de confianza
3.549254	0.1348595	3.284935	3.813574

Elaboración: Propia.

Como puede apreciarse en la tabla anterior, el *PSD* exhibe un error estándar de 0.1349 soles/US\$. Además, al 95% de confianza, el *PSD* se encontrará entre 3.2849 soles/US\$ y 3.8136 soles/US\$.

4.8. Determinación del Factor de Corrección de la Divisa

El *FCD* se calcula aplicando la fórmula de la Expresión 2.7:

$$FCD = \frac{3.5493 - 3.2622}{3.2622} + 1$$

$$FCD = 1.088006$$

Al igual que en el caso del *PSD*, se calcula un intervalo de confianza del *FCD* al 95% de confianza, al ser este parámetro una función del *PSD*.

Tabla 4-7: Cálculo del Factor de Corrección de la Divisa

Parámetro <i>FCD</i>	Error estándar	Límite inferior del intervalo al 95%	Límite superior del intervalo al 95%
1.088006	0.0413405	1.00698	1.169032

Elaboración: Propia.

Los resultados de la estimación del *FCD* señalan que, en promedio, las distorsiones tanto internas como externas en la economía peruana generaron una discrepancia entre el tipo de cambio sombra y el tipo de cambio de mercado de 8.8006% en el año 2017, con una desviación estándar de 4.134%. El rango de variabilidad al 95% de confianza para esta discrepancia se da entre los valores de 0.000698% y 16.9032%.²⁵

²⁵ Nótese que los valores del *FCD* calculados en los estudios del (CIUP, 2000) y (MEF, 2011) de 1.08 y 1.02, respectivamente, se encuentran comprendidos dentro del intervalo al 95% de confianza determinado en este informe.

5. Análisis de Sensibilidad

En la siguiente tabla se muestra qué sucede con el *PSD* y el *FCD* ante variaciones en los parámetros usados para su cálculo. Se han simulado aumentos y disminuciones en los parámetros de 0.1 puntos porcentuales. En el escenario base, el *PSD* es 3.549 y el *FCD* es 1.088. Si la suma de las elasticidades de las exportaciones respecto de los precios relativos aumenta en 0.1, el *PSD* caerá a 3.477, un valor más cercano al tipo de cambio. Asimismo, si la suma de las elasticidades de las exportaciones respecto de los precios relativos se reduce en 0.1, el *PSD* aumentará a 3.686. Por su parte, si la suma de las elasticidades de las importaciones respecto de los precios relativos aumenta en 0.1, el *PSD* caerá a 3.408, y si la suma de las elasticidades de las exportaciones respecto de los precios relativos se reduce en 0.1, el *PSD* aumentará a 3.631. Entonces, mientras la suma de elasticidades de exportaciones e importaciones sea más positiva, el *PSD* será menor. Una mayor elasticidad permite entonces un mayor ajuste hacia el tipo de cambio y compensa el efecto de las distorsiones.

En cuanto a las distorsiones al comercio exterior, aumentos en las distorsiones al comercio exterior y al consumo de bienes tanto de bienes exportables como importables provocan aumentos en el *PSD*. Por su parte reducciones en todas estas distorsiones generan una reducción del *PSD*, excepto en el caso de la distorsión al consumo de bienes exportables, donde una reducción en 0.1 puntos porcentuales de dicho impuesto genera un aumento del *PSD* hasta 3.667.

Tabla 5-1: Sensibilidad del *PSD* ante cambios en las elasticidades y distorsiones

Parámetro	PSD	FCD
Escenario base	3.549	1.088
$\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP} = 0.182$ a $\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP} = 0.282$	3.477	1.066
$\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP} = 0.182$ a $\varepsilon_{X,X}^{EXP} + \varepsilon_{X,M}^{EXP} = 0.082$	3.686	1.130
$\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP} = -0.165$ a $\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP} = -0.065$	3.408	1.045
$\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP} = -0.165$ a $\eta_{M,X}^{IMP} + \eta_{M,M}^{IMP} = -0.265$	3.631	1.113
$t_X = -0.006$ a $t_X = 0.094$	3.732	1.144
$t_X = -0.006$ a $t_X = -0.106$	3.366	1.032
$t_M = 0.013$ a $t_M = 0.113$	3.720	1.140
$t_M = 0.013$ a $t_M = -0.087$	3.378	1.036
$T_X = 0$ a $T_X = 0.1$	3.731	1.144
$T_X = 0$ a $T_X = -0.1$	3.667	1.032
$T_M = 0.193$ a $T_M = 0.293$	3.694	1.132
$T_M = 0.193$ a $T_M = 0.093$	3.404	1.044

Elaboración: Propia.

Asimismo, para evaluar los efectos de cambios en las exportaciones, importaciones y producción de los sectores transable y no transables sobre el *PSD* y el *FCD*, se hizo el cálculo del *PSD* y el *FCD* con datos desde 2000 en adelante. Como el tipo de cambio varía año a año es conveniente observar la evolución del *FCD*. Este ha venido disminuyendo, desde 1.157 en el año 2000 hasta 1.088 en 2017. Asimismo, se calcula el *PSD* sin distorsiones internas, que es consistentemente menor al *PSD*. Este resultado contrasta con (García, 1988), quien encuentra una diferencia de menos de 0.7% entre el *PSD* y el *PSD* sin distorsiones internas. En la economía peruana las distorsiones internas son importantes para el cálculo del *PSD*.

Tabla 5-2: Evolución del PSD y FCD 2000-2017

Año	Tipo de Cambio	PSD	PSD sin distorsiones internas	FCD
2000	3.490	4.037	3.670	1.157
2001	3.508	4.056	3.692	1.156
2002	3.518	4.026	3.676	1.144
2003	3.479	3.927	3.598	1.129
2004	3.414	3.795	3.504	1.112
2005	3.297	3.632	3.368	1.102
2006	3.275	3.581	3.338	1.093
2007	3.129	3.418	3.173	1.092
2008	2.926	3.214	2.950	1.098
2009	3.012	3.278	3.030	1.088
2010	2.826	3.067	2.832	1.085
2011	2.755	2.994	2.766	1.087
2012	2.638	2.871	2.644	1.088
2013	2.703	2.960	2.710	1.095
2014	2.839	3.116	2.846	1.097
2015	3.186	3.507	3.198	1.101
2016	3.377	3.697	3.391	1.095
2017	3.262	3.549	3.270	1.088

Elaboración: Propia

6. Conclusiones y Recomendaciones

En el presente Informe, elaborado por encargo del Ministerio de Economía y Finanzas del Perú (MEF) y el Banco Interamericano de Desarrollo (BID), se ha realizado una actualización del cálculo del precio social de la divisa (*PSD*) y su factor de corrección (*FCD*) vigente para el Perú desde el año 2010, utilizando para ello el modelo de equilibrio general desarrollado por (Dornbusch, 1974) y (García, 1988), el enfoque de cointegración presentado por (Engle & Granger, 1987), y la metodología econométrica multiecuacional de estimación de parámetros de cointegración *DSUR* propuesta por (Moon & Perron, 2005). Para ello, se ha empleado información de doce variables macroeconómicas cuyas series de tiempo son trimestralmente reportadas desde 1992 hasta 2017 por fuentes oficiales como el BCRP y el INEI.

Se estima que, en promedio, el precio social de la divisa en el año 2017 es igual a **3.549254 soles/US\$**. Este resultado permite determinar que el factor de corrección de la divisa para ese año asciende a **1.088006**, lo cual evidencia una importante distorsión en el valor social de una unidad de divisa en el Perú. Se ha determinado en este Informe que el intervalo al 95% confianza para el *FCD* brinda un rango de variación a este parámetro entre 1.00698 y 1.169032. Esta moderada distorsión y variabilidad del *PSD* puede ser explicada por el progresivo incremento en el grado de complejidad del sistema tributario peruano, la falta de profundización de reformas que alienten el uso del mercado como asignador de recursos en toda la economía, o el incremento de tasas impositivas, aranceles y subsidios a ciertos productos en los últimos años que afectan el funcionamiento eficiente del sistema de precios relativos en la economía.

Las estimaciones del *PSD* y el *FCD* obtenidas en este Informe contrastan con lo calculado por (CIUP, 2000) y (MEF, 2011) previamente debido a las siguientes dos razones.

Primero, las fórmulas para calcular el *PSD* y el *FCD* utilizadas en este Informe incorporan todos los mercados de bienes transables y no transables, así como todas las restricciones derivadas de un enfoque de equilibrio general para la determinación de los precios relativos en la economía. Asimismo, estas fórmulas consideran los efectos de todas las distorsiones internas y externas que afectan a los sectores transables y no transables de la economía peruana. En contraste, los estudios previos del CIUP y el MEF utilizan una versión reducida de un modelo de equilibrio general donde se analizan solo los sectores transables de la economía peruana, ignorando el efecto del sector no transable en la formación de los precios relativos.

Esta aproximación solo incorpora los efectos de las distorsiones externas que afectan a la exportaciones e importaciones, dejando de lado el impacto de las distorsiones internas. Esta es una omisión importante, pues la literatura especializada revisada en este Informe señala que el sector no transable tiene efectos relevantes en la generación de distorsiones que pueden afectar al precio social de la divisa. Excluir al sector no transable del modelo de equilibrio general produce un sesgo hacia abajo en el valor del *PSD*.

Para ilustrar este problema, se calculó el *PSD* utilizando la ecuación (2.29) que permite calcular este parámetro considerando solo las distorsiones externas, en línea con lo realizado por el CIUP y el MEF en sus estudios previos. El resultado del cálculo arroja que $PSD = 3.26965$ soles/US\$. La magnitud del sesgo con relación al cálculo correcto del *PSD* asciende a 0.2796 soles/US\$. El *FCD* estimado empleando el enfoque original propuesto por el CIUP y MEF asciende a: $FCD = 1.002289$, lo que representa 0.085717 unidades de sesgo en el cálculo. Utilizar un estimador sesgado del *FCD* cuando el efecto de las distorsiones internas es relevante, como se ha mostrado en este Informe, puede llevar a concluir equivocadamente que el *FCD* debería bajar (como se observa en los estudios del CIUP y MEF en donde se reporta que el *FCD* bajo de 1.08 a 1.02 aproximadamente entre los años 2000 y 2010), cuando en realidad el *FCD* es todavía alto en el Perú.

Este potencial sesgo en el cálculo del *PSD* y *FCD* puede inducir a subestimar equívocamente el verdadero costo social de invertir recursos estatales en proyectos de inversión pública en el marco del sistema Invierte.pe, los cuales requieren, por ejemplo, utilizar insumos importados cotizados en divisa extranjera.

Segundo, la metodología de estimación propuesta en este Informe para calcular los parámetros que determinan el *PSD* y el *FCD* es superior cualitativamente al utilizado en estudios previos, puesto que considera de manera adecuada la presencia de la no estacionariedad (la presencia de raíces unitarias) en las series macroeconómicas utilizadas en la determinación de estos parámetros, así como la existencia de relaciones de cointegración que definen el equilibrio de largo plazo entre las variables del modelo estudiado. No tratar el problema de las raíces unitarias presentes en las series de tiempo puede generar el fenómeno de las relaciones espurias, la determinación de parámetros no apropiadamente estimados y los problemas de inferencia estadística para realizar pruebas de hipótesis y determinar intervalos de confianza (Granger & Newbold, 1974).

A diferencia de los estudios previos para el caso peruano, los cuales no tomaron en cuenta esta problemática, en este Informe se ha aplicado un tratamiento adecuado al problema de la presencia de raíces unitarias en las series de tiempo macroeconómicas: a) se ha verificado la existencia de raíces unitarias en todas las series consideradas en el análisis y b) se ha validado la hipótesis sobre la existencia de relaciones de cointegración entre las variables que constituyen la forma reducida del modelo de equilibrio general utilizado en este Informe para calcular el *PSD* y *FCD*. A partir de estos hallazgos, se ha utilizado el método *DSUR* que resulta apropiado para estimar los parámetros clave (i.e., las elasticidades precio de oferta y demanda) en presencia de relaciones de cointegración. El método econométrico seleccionado permite obtener estimadores consistentes y asintóticamente eficientes, sobre los cuales se puede realizar inferencia estadística utilizando funciones de distribución convencionales y calcular intervalos de confianza apropiados para los parámetros *PSD* y *FCD*.

Por lo tanto, el método de estimación de los parámetros *PSD* y *FCD* propuesto en este Informe brinda estimadores de estos parámetros que son insesgados y que exhiben propiedades estadísticas deseables, los cuales incorporan la información relevante sobre las variaciones de los precios relativos en la economía peruana, las restricciones de equilibrio general que aplican a una economía pequeña y abierta al mercado internacional como la peruana, y el efecto de las distorsiones internas y externas en el equilibrio general que afectan el valor del precio social de la divisa y su factor de corrección.

En base a estos resultados, se recomienda al Ministerio de Economía y Finanzas adoptar los parámetros *PCD* y el *FCD* calculados en este Informe, a fin de brindar a las áreas formuladoras y evaluadoras de proyectos en el Estado de información sobre estos precios sociales que sea insesgada y consistente. Por otro lado, se recomienda adoptar el enfoque metodológico de estimación del *PSD* y *FCD*, con el objetivo de garantizar de que estos parámetros puedan ser estimados en un futuro de manera consistente y eficiente, minimizando los sesgos en su cálculo.

Suscriben este Informe:

Eco. Arturo Leonardo Vásquez Cordano, Ph.D.
Coordinador del Proyecto

Eco. Jorge Luis Rodas Chiarella, M.Sc.
Analista de Datos

7. Bibliografía

- Aboal, D., & Cobas, P. (2011). *Determinación de Precios de Cuenta: Precio Social de la Divisa para Uruguay*. Montevideo: Convenio OPP-Universidad de la República.
- Bacha, E., & Taylor, L. (1971). Foreign Exchange Shadow Prices: A Critical Review of Current Theories. *Quarterly Journal of Economics*, 85(2), 197-224.
- Balassa, B. (1974). Estimating the Shadow Price of Foreign Exchange in Project Appraisal. *Oxford Economic Papers*, 26(2), 147-168.
- Batra, R., & Guisinger, S. (1974). A new approach to the estimation of the shadow exchange rate in evaluating development projects in less developed countries. *Oxford Economic Papers*, 26(2), 192-207.
- Bayer, C., & Hanck, C. (2013). Combining non-cointegration tests. *Journal of Time Series Analysis*, 34(1), 83-95.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Cervini, H. (2002). El costo de oportunidad de la divisa y la evaluación social de proyectos. *Revista de Análisis Económico*, 93-127.
- CIUP. (2000). *Calculo de Precios Sociales: El Precio Sombra de la Divisa*. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.
- Dasgupta, P., & Stiglitz, J. E. (1974). Benefit-Cost Analysis and Trade Policies. *Journal of Political Economy*, 82(1), 1-33.
- Dasgupta, P., Marglin, S. A., & Sen, A. (1972). *Guidelines for Project Evaluation*. New York: United Nations - UNIDO.
- Dornbusch, R. (1974). Tariff and Non Traded Goods. *Journal of International Economics*, 4(2), 177-185.
- Dornbusch, R. (1980). Trade distortions and the social cost of foreign exchange rate. En *Open Economy Macroeconomics*. New York: Basic Books.
- Dusansky, R., Franck, D., & Naqvi, N. (2000). The True Shadow Price of Foreign Exchange. *Journal of Economics and Finance*, 24(2), 206-214.
- Elliot, G., Rothenberg, T., & Stock, J. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fontaine, E. (1975). El Precio Social de la Divisa y la Política de Comercio Exterior. *Cuadernos de Economía*, 12(36), 57-79.
- Fontaine, E. (2008). *Evaluación Social de Proyectos* (13 ed.). México DF: Pearson Education.
- García, R. (1988). El costo social de la divisa. *Cuadernos de Economía*, 25(74), 39-79.
- Ghosh, M., Hutton, E., & Whalley, J. (1999). Multiple constraint relaxation and the shadow price of foreign exchange. *Journal of Development Economics*, 60(2), 577-588.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Greene, W. (2012). *Econometric Analysis* (7 ed.). New York: Pearson Education.

- Harberger, A. (1965). Survey of literature on cost–benefit analysis for industrial project evaluation. *Paper presented at United Nations Inter-Regional Symposium in Industrial Project Evaluation*. Versión reimpressa en Harberger, A. (1968). *Project Evaluations: Collected Papers*. Macmillan, London.
- Harberger, A. (1971). Three basic postulates for Applied Welfare Economics: An Interpretative Essay. *Journal of Economic Literature*, 9(3), 785-797.
- Hausman, J. (1981). Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss. *American Economic Review*, 71(4), 662-676.
- Hughes, & Gordon. (1986). Conversion factors and shadow exchange rates. *Project Appraisal*, 1(2), 106-120.
- Jenkins, G., Kuo, C.-Y., & Harberger, A. (2011). *Cost-benefit analysis for investment decisions*. Kingston: Queen's University.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Leiva, M. (2014). Tesis de Licenciatura. *Estimación de precios sociales para proyectos de transporte en Uruguay*. Santiago de Chile: Universidad de Chile.
- Levin, A., Lin, C., & Chu, C. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Mark, N., Ogaki, M., & Sul, D. (2005). Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions. *Review of Economic Studies*, 72, 797-820.
- MDS-Chile. (2016). *Precios Sociales Vigentes*. Santiago de Chile: División de Evaluación Social de Inversiones, Subsecretaría de Evaluación Social, Ministerio de Desarrollo Social de Chile.
- MEF. (2011). *Actualización del Cálculo de Precios Sociales: El Valor Social de la Divisa*. Lima: DGPI, Ministerio de Economía y Finanzas.
- Méndez, E. (2003). Precio social de la divisa. *Revistas de Ciencias Administrativas y Financieras de la Seguridad Social*, 11(2). Obtenido de http://www.scielo.sa.cr/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1409-12592003000200006
- MHCP-DGIP. (2010). *Factor de Corrección Social (FCS) del Tipo de Cambio de Mercado*. Managua: Ministerio de Hacienda y Crédito Público, Dirección General de Inversión Pública de Nicaragua.
- MHP-SNIP. (2009). *Cálculo del Precio Social de la Divisa*. Asunción: Ministerio de Hacienda de Paraguay. Sistema Nacional de Inversión Pública.
- Moon, H. R., & Perron, B. (2005). Efficient Estimation of the Seemingly Unrelated Regression Cointegration Model and Testing for Purchasing Power Parity. *Econometric Reviews*, 23(4), 293-323.
- Negishi, T. (1972). *General Equilibrium Theory and International Trade*. New York: Elsevier.
- Schydrowsky, D. (1968). On the choice of a shadow price for foreign exchange. *Economic Development Report*.
- Sjaastad, L. A. (1975). Mimeo. *Social Opportunity Cost of Foreign Exchange in the Presence of Price and Quantity Distorsions*. University of Chicago (citado en García, 1988).
- SNIP, R. (2013). *Precios Sociales*. Santa Cruz: Presidencia de la República de Bolivia.

Stock, J., & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.

Tower, E., & Pursell, G. (1987). On Shadow Pricing Labour and Foreign Exchange. *Oxford Economic Papers*, 39(2), 318-332.

Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348-368.

* Sistema de citas: APA 6^{ta} edición

8. Anexos

8.1. Estadísticas Descriptivas de las Variables Macroeconómicas

Tabla 8-1: Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas

Serie	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Oferta de bienes exportables (Q_X) en millones de soles de 2007	15 165.380	5 230.487	7 064.116	27 420.040
Oferta de bienes importables (Q_M) en millones de soles de 2007	11 626.850	3 613.118	5 959.152	18 313.510
Oferta de bienes no transables (Q_N) en millones de soles de 2007	49 724.400	20 093.130	23 550.290	93 264.290
Precio del sector exportable (P_X) (índice 2007=100)	75.394	38.079	33.036	148.314
Precio del sector importable (P_M) (índice 2007=100)	89.651	24.835	58.961	129.905
Precio del sector no transable (P_N) (índice 2007=100)	95.614	28.358	24.713	144.031
Demanda de exportaciones (EXP) en millones de soles de 2007	20 142.420	8 779.588	6 621.565	37 175.120
Demanda de importaciones (IMP) en millones de soles de 2007	17 578.120	9 133.195	5 625.380	34 375.020
Gasto agregado (E) en millones de soles de 2007	76 516.620	28 570.070	36 833.070	134 820.700
Precio relativo del bien exportable respecto del no transable (p_X)	0.775	0.263	0.415	1.487
Precio relativo del bien importable respecto del no transable (p_M)	0.984	0.284	0.713	2.386
Salario nominal (w) en soles	2 823.530	1 022.073	506.010	5 053.589

Elaboración: Propia

8.2. Estimación econométrica del Modelo DSUR

El modelo estimado se caracteriza por ser un sistema de ecuaciones en presencia de relaciones de cointegración heterogéneas entre ecuaciones. La superioridad del modelo DSUR radica en que, en este contexto, la aplicación de este método genera estimadores consistentes y eficientes, dado que los estimadores DSUR explotan la correlación entre ecuaciones.

Luego de aplicar las pruebas cointegración se verifica la existencia de 5 relaciones de cointegración correspondientes a las 5 ecuaciones de comportamiento del modelo de equilibrio general. Tal como se observa a continuación, las elasticidades de la oferta de los sectores transables y no transables respecto a sus respectivos precios es significativa al 1%. En el caso de la demanda de exportaciones e importaciones, las elasticidades precio y cruzadas tienen el signo esperado y son significativas, excepto por la elasticidad cruzada de las exportaciones. Los parámetros en cada ecuación son significativos de manera conjunta según el estadístico chi-cuadrado. Asimismo, se controla el aporte de las tendencias lineales a la evaluación de las variables de oferta y demanda de bienes transables. Sin embargo, no se incluye la tendencia lineal en la ecuación de la producción de bienes no transables ya que esta no es significativa para esa ecuación en particular.

Otra característica por destacar es la especificación de la función de exportaciones, donde se verifica la existencia de un quiebre estructural a partir del cuarto trimestre del año 1999, en el contexto del inicio de las crisis financieras internacionales. Para modelar este comportamiento se usó una variable dicotómica. Los resultados generales de la estimación por DSUR se presentan a continuación.

Tabla 8-2: Estimación de las Ecuaciones de Cointegración mediante el Método DSUR

Variables → Dependientes	$\ln Q_X$	$\ln Q_M$	$\ln Q_N$	$\ln EXP$	$\ln IMP$
$\ln P_X$	0.193*** (0.025)				
$\ln P_M$		0.760*** (0.026)			
$\ln P_N$			1.772*** (0.242)		
$\ln w$	0.221*** (0.079)	0.136*** (0.042)	-0.075 (0.203)		
$\ln E$				0.341*** (0.070)	1.165*** (0.072)
$\ln p_X$				0.245** (0.125)	0.471*** (0.114)
$\ln p_M$				-0.063 (0.232)	-0.637*** (0.206)
$D2$				0.088*** (0.027)	
$\ln t$	0.253*** (0.048)	0.853*** (0.026)		0.351*** (0.059)	-0.021*** (0.045)
constante	6.037*** (0.496)	4.529*** (0.287)	3.183*** (0.574)	4.70*** (0.713)	-3.176*** (0.739)
R^2	0.9658	0.9888	0.9500	0.9806	0.9846
Prueba Chi-cuadrado de significancia conjunta	2983.33***	9013.19***	1949.17***	5884.45***	6782.31***

Errores estándar en paréntesis. *** significativa al 1%, **significativa al 5%. Se utilizaron un adelanto, un rezago y un indicador contemporáneo de las diferencias de las variables independientes de cada regresión para estimar el modelo DSUR.

Elaboración: Propia

Adicionalmente, se estimaron los parámetros del modelo usando los métodos aplicados por (García, 1988): Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), Máxima Verosimilitud con Información Completa (FIML) y Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SUR). Cabe señalar que estos 3 métodos no contemplan la presencia de relaciones de cointegración entre las variables y las varianzas de los estimadores no son las correctas. Sin embargo, a modo de ejercicio de robustez, podemos comparar los valores de los estimadores entre métodos (y no las desviaciones estándar). Los resultados mostrados a continuación indican que las elasticidades precio de las ofertas de transables y no transables están siendo sobreestimadas con estos 3 métodos. En cuanto a las elasticidades precio y cruzada de las exportaciones ocurre lo mismo. Sin embargo, las elasticidades precio y cruzada de las importaciones son subestimadas con los 3 métodos.

Tabla 8-3: Elasticidades estimadas con distintos métodos

Parámetro	OLS	FIML	SUR	DSUR
ε_X	0.328	0.328	0.253	0.193 *** (0.025)
ε_M	0.836	0.836	0.778	0.760 *** (0.026)
ε_N	4.845	4.845	4.875	1.772 *** (0.242)
$\varepsilon_{X,X}^{EXP}$	0.251	0.041	0.390	0.245 ** (0.125)
$\varepsilon_{X,M}^{EXP}$	-0.225	0.257	-0.365	-0.063 (0.232)
$\eta_{M,X}^{IMP}$	0.309	0.309	0.099	0.471 *** (0.114)
$\eta_{M,M}^{IMP}$	-0.309	-0.309	0.022	-0.637 *** (0.206)

OLS: Mínimos Cuadrados Ordinarios, FIML: Máxima Verosimilitud con Información Completa, SUR; Regresiones Aparentemente No Relacionadas, DSUR: Regresiones Dinámicas Aparentemente No Relacionadas.
 Errores estándar en paréntesis. *** significativa al 1%, ** significativa al 5%.
 No se reportan los desvíos estándar para los parámetros utilizando los métodos OLS, FIML y SUR debido a que estos coeficientes no se encuentran bien definidos en presencia de raíces unitarias. Elaboración: Propia.

8.3. Prueba de Levin, Lin y Chu (2002) sobre la existencia de raíz unitaria

Group unit root test: Summary				
Series: LY, LX, LW, LQX, LQN, LQM, LPX, LPRX, LPRM, LPN, LPM, LM				
Date: 05/16/18 Time: 11:22				
Sample: 1992Q1 2017Q4				
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 12				
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	1.00409	0.8423	12	1217
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Cálculos realizados utilizando el software EViews 10x.

8.4. Prueba de Cointegración de Johansen (máximo valor propio)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.973107	365.2062	80.87025	0.0000
At most 1 *	0.961073	327.8519	74.83748	0.0001
At most 2 *	0.550002	80.64974	68.81206	0.0027
At most 3 *	0.492093	68.42321	62.75215	0.0130
At most 4 *	0.474817	65.04487	56.70519	0.0060
At most 5	0.346137	42.91065	50.59985	0.2508
At most 6	0.280116	33.19525	44.49720	0.4776
At most 7	0.223471	25.54505	38.33101	0.6324
At most 8	0.185328	20.70195	32.11832	0.5962
At most 9	0.160889	17.71660	25.82321	0.3992
At most 10	0.118256	12.71123	19.38704	0.3519
At most 11	0.052025	5.396102	12.51798	0.5405

Max-eigenvalue test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
 Cálculos realizados utilizando el software EViews 10x.