# PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

#### FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES

<del>_</del>	ndo entre choques de demanda y choques oferta
Tesis para optar el Título de Lice	nciado en Economía que presenta:

Julio del 2010

Guillermo Arturo Lavanda Ascama

## <u>Índice</u>

## Contenido

INTRODUCCIÓN	I
1. REVISIÓN DE LITERATURA	1
1.1. LITERATURA APLICADA A LA ECONOMÍA PERUANA	1
1.2. LITERATURA INTERNACIONAL	5
2. MARCO TEÓRICO	10
2.1. La demanda agregada (DA)	11
2.2. La oferta agregada (OA)	15
3. METODOLOGÍA	21
3.1. Análisis SVAR	21
3.2. FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA ACUMULADAS	24
3.3. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN	26
3.4. DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA	27
4. RESULTADOS	29
4.1. Análisis preliminar de las variables	29
4.2. Análisis del modelo VAR reducido	40
4.3. IDENTIFICACIÓN DE LOS CHOQUES ESTRUCTURALES DEL MODELO	45
4.4. DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LA INFLACIÓN ANUAL	50
4.5. EJERCICIOS DE ROBUSTEZ	54
5. CONCLUSIONES	62

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	65
7. ANEXOS	76
7.1. DERIVACIÓN DE LA DEMANDA AGREGADA	76
7.2. DERIVACIÓN DE LA OFERTA AGREGADA	78

## <u>INTRODUCCIÓN</u>

El presente trabajo se centra en el estudio y tratamiento del comportamiento del nivel de inflación en el contexto de un régimen de Metas Explícitas de Inflación (MEI)<sup>1</sup> como el adoptado en el Perú desde el año 2002<sup>2</sup>.

Si bien el nivel de inflación bajo un régimen de metas inflación puede ser controlado por medio de las bandas y del uso adecuado de los instrumentos de política monetaria, la inflación es una variable económica sensible a diferentes choques<sup>3</sup>, sean estos de demanda o de oferta. Por lo tanto, es importante identificar los componentes que determinan su comportamiento a lo largo del tiempo.

La inquietud de identificar los determinantes de la inflación ha sido ampliamente tratada en la literatura empírica internacional. Una muestra de ello es el trabajo de Juselius (2006) aplicado a la economía finlandesa. En dicha investigación se analizan las tres teorías de inflación citadas por Surrey (1989), a

<sup>2</sup> En un primer momento el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) comprometió el actuar de su política monetaria a una meta de inflación de 2.5% de inflación anual con un margen de tolerancia de un punto porcentual (2.5  $\pm$  1 %). A partir del año 2007 el BCRP modificó su meta explícita de inflación; comprometiendo en adelante el actuar de su política monetaria a una meta de una tasa de inflación anual de 2% con un margen de tolerancia de un punto porcentual (2  $\pm$  1 %).

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Régimen de metas de inflación de ahora en adelante.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Un choque en el marco de este análisis puede ser entendido como un componente de la inflación que no obedece a cierto actuar de la política monetaria.

saber, la teoría puramente monetaria que indica que la inflación obedece a expansiones en la oferta de dinero; la teoría que sostiene que la inflación es determinada por choques de demanda interna; y la teoría que señala que esta es determinada por choques externos. El análisis empírico de Juselius (2006) hace uso de modelos VAR cointegrados con datos I(2)<sup>4</sup>.

Otra investigación para destacar es la realizada para Colombia por Otero y Ramírez (2002) quienes encuentran que los choques domésticos tienen mayor influencia sobre la inflación que los choques externos y que existe evidencia de no linealidad en la respuesta de los precios.

En lo que respecta al caso peruano, la motivación es aún mayor pues la economía ha sido afectada por distintos choques como el aumento de los precios de algunos commodities<sup>5</sup> a mediados del año 2008 y las altas tasas de crecimiento del PBI y de la demanda interna registradas a finales del mismo. Sin embargo, la única referencia empírica sobre el tema es el trabajo de Salas (2009). En dicho trabajo se hace uso de un modelo de vectores autoregresivos estructural

<sup>4</sup> Una variable I(2) significa integrada de orden 2. En general, una variable es I(d) si necesita de la aplicación de d-diferencias para transformarla en una variable estacionaria, lo cual es denotado por I(0).

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> De acuerdo con un estudio del Fondo Monetario Internacional (2008), este boom de los precios de commodities se ha debido a diferentes factores como la fuerte demanda impulsada por China y otras economías emergentes, los bajos niveles de inventarios y de capacidad sobrante, insuficientes expansiones de la oferta en ciertos sectores de commodities y choques adversos del lado de la oferta. Por su parte, Caballero, Farhi y Gourinchas (2008) argumentan que el boom ha sido reflejo de una burbuja en los mercados de commodities derivada en última instancia de la escasez de activos financieros a nivel global.

(SVAR) y de una descomposición del tipo Blanchard y Quah (1989) para posteriormente obtener la descomposición histórica de la inflación anual para el periodo 2002:1 – 2008:2. Sus principales resultados indican que los choques de origen externo fueron los que ocasionaron el último periodo inflacionario incluido en la muestra.

Teniendo como punto de partida el estado de la literatura expuesto anteriormente, el presente trabajo tiene como objetivo analizar los determinantes de la inflación por medio de una descomposición histórica que permita identificar en qué medida los choques de demanda u oferta han afectado su comportamiento. En particular, se realiza una descomposición histórica para el período 2002:1 – 2009:2 a fin de poder verificar la hipótesis de que el comportamiento del nivel de inflación, en el último periodo de la muestra, respondió en mayor medida a choques de demanda y no tanto a choques de oferta como manifiesta Salas (2009). En otras palabras, el presente trabajo pretende reconsiderar el aporte que pudo tener, sobre el comportamiento del nivel de inflación, el fuerte crecimiento de la economía peruana registrado tanto en el año 2007 como en el 2008.

Las evidencias para la formulación de la hipótesis anterior son bastantes claras. En primer lugar, el periodo en el cual el nivel de inflación estuvo

relativamente alto, desde finales del año 2007, coincide con el periodo en el cual la economía peruana presentó altas tasas de crecimiento tanto para el PBI como para la demanda interna. En segundo lugar, el hecho que la inflación subyacente haya aumentado significativamente en el 2008, a diferencia de lo acontecido en el 2004, evidencia que hay algo más que un simple choque de oferta negativo afectando el nivel de inflación. Es decir, el choque de demanda pudo ser de gran relevancia para explicar dicho comportamiento de la inflación. Finalmente, considerar que el reciente periodo inflacionario obedeció únicamente a la existencia de un choque de oferta negativo significaría obviar el buen desempeño de la economía, puesto que estrictamente, en la línea de un modelo de demanda y oferta agregada, un choque de oferta negativo aumentaría el nivel de precios pero reduciría el nivel del producto.

Para alcanzar los objetivos propuestos y llegar a contrastar la hipótesis de este trabajo se considerará como punto partida el marco teórico inherente a un modelo de demanda y oferta agregada. Dicho modelo tendrá la finalidad de sugerir el conjunto de variables que serán consideradas en la estimación. Una vez incluidas las principales variables de relevancia, se estimará la descomposición histórica de la inflación anual siguiendo una descomposición estructural del tipo Blanchard y Quah (1989) dentro de un modelo SVAR. Posteriormente, se analizará la robustez de los resultados al estimar la misma descomposición histórica utilizando diferentes y alternativos conjuntos de variables.

A diferencia de lo realizado por Salas (2009), el presente trabajo modelará la estructura de la economía peruana a partir de un modelo simple de demanda y de oferta agregada. Además de ello, en el análisis empírico se ampliará tanto el periodo de análisis como el número de variables con la finalidad de poder incorporar toda la información disponible sobre el contexto doméstico y el internacional. Por otro lado, si bien una opción era seguir la metodología del modelo de proyección trimestral (MPT) descrito en Vega y otros (2009), se prefirió adoptar un análisis empírico del tipo *backward-looking* que recoja información histórica de la muestra.

Finalmente, tras haber aplicado la metodología descrita anteriormente, se concluye, a diferencia de lo mostrado por Salas (2009), que los choques de demanda determinaron en mayor medida el comportamiento de la inflación. Dicha diferencia puede deberse a diversos factores tales como las variables consideradas en la estimación; sin embargo, los resultados obtenidos a partir del modelo de demanda y oferta agregada muestran ser robustos a la inclusión de otras variables.

En lo que sigue del trabajo, en la primera sección, se realiza una revisión de la literatura. En la segunda sección se desarrolla el marco teórico necesario. Posteriormente, en la tercera sección se describe la metodología a emplearse. Y

finalmente, en la cuarta y quinta sección se presentan respectivamente los resultados y conclusiones de la investigación. En los anexos se describe los detalles teóricos y técnicos referentes al modelo de demanda y de oferta agregada.

### 1. REVISIÓN DE LITERATURA

Si bien la literatura respecto al estudio y análisis de la inflación es bastante amplia, en lo que respecta a la identificación de los determinantes de la inflación, la literatura aplicada a la economía peruana es reducida en comparación a la literatura internacional. No obstante, en lo que respecta a esta sección, se realizará una breve revisión de ambas literatura por separado.

#### 1.1. Literatura aplicada a la economía peruana

Respecto a la literatura existente para la economía peruana, a continuación se examinará la literatura básica, algunos trabajos de proyecciones de inflación y literatura respecto a otros temas que serán de relevancia para fines de este trabajo.

Dentro de la literatura básica resalta el trabajo de Salas (2009). En dicho trabajo se hace uso de un modelo SVAR y de una descomposición del tipo Blanchard y Quah (1989) para posteriormente obtener la descomposición histórica de la inflación anual para el periodo 2002:1 – 2008:2. Salas (2009) presenta la descomposición histórica de la inflación anual para los distintos choques

considerados en su estimación, los cuales son: el choque de inflación externa, el choque de términos de intercambio, el choque de producto y el choque de inflación doméstica. Sus resultados indican que:

"los choques domésticos de demanda han sido los más relevantes en la primera parte de la muestra (hasta 2005, aproximadamente), mientras que posteriormente los choques de origen foráneo – asociados a la inflación externa y a los términos de intercambio- han conducido en mayor medida las fluctuaciones inflacionarias" (Salas, 2009:1).

Para facilitar la discusión se incluye la descomposición histórica hecha por Salas (2009) la cual es mostrada en el Gráfico 1.

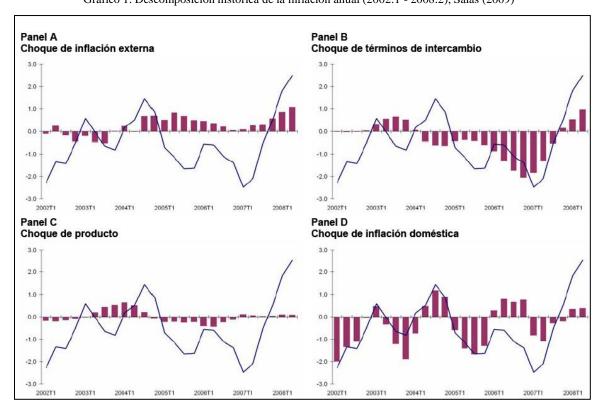


Gráfico 1. Descomposición histórica de la inflación anual (2002:1 - 2008:2), Salas (2009)

En el gráfico 1, las barras representan la participación de cada choque en la evolución de la inflación la cual es representada por la línea sólida sobrepuesta en cada uno de los paneles. Tras observar los cuatro paneles presentados en Salas (2009), se concluye que los choques externos (choque de inflación externa y de términos de intercambio) determinaron en mayor medida el comportamiento de la inflación desde el año 2005 en adelante.

No obstante, en sus conclusiones, Salas (2009) sugiere la necesidad de emplear modelos que incorporen una determinada estructura económica para una mejor identificación de los choques. En este punto, será determinante el marco teórico inherente a los modelos de demanda y oferta agregada, el cual será usado en la sección 2.

Además del trabajo de Salas (2009), puede considerarse dentro de la literatura básica al modelo MPT descrito en Vega y otros (2009) <sup>6</sup>. Dicho modelo incluye entre sus principales ecuaciones de comportamiento: la brecha del producto, la curva de Phillips, la paridad descubierta de tasas de interés y la regla de política monetaria. Sin embargo, este modelo es usado para realizar simulaciones de política y no precisamente para un análisis empírico de tipo *backward-looking*.

-

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Además podría considerarse como parte de la literatura básica al Reporte de Inflación del BCRP (2009).

Asimismo, existen otras investigaciones que realizan proyecciones trimestrales del nivel de inflación a partir de modelos semi-estructurales como Luque y Vega (2003). Dicha investigación resalta que "la necesidad de proyecciones adecuadas es innata a la naturaleza de los bancos centrales porque aquellas son necesarias para tomar decisiones de política acertada" (Luque y Vega 2003:1). En lo que respecta a la parte metodológica, ellos hacen uso de un modelo similar al MPT pero de menor dimensión que incorpora expectativas racionales y es inmune a la crítica de Lucas.

Otro tema de estudio ha sido analizar cómo cambia el nivel de inflación si se adopta un régimen de metas de inflación. Tal es el caso de Vega y Winkelried (2006), quienes comparan los diferentes estudios realizados sobre el tema y concluyen que:

"los efectos sobre la inflación son leves o estadísticamente no significativos cuando un país desarrollado es quien adopta el esquema MEI mientras que los efectos son bastante beneficiosos cuando un país en desarrollo es quien adopta el esquema" (Vega y Winkelreid, 2006:1).

Este trabajo ayuda a entender las razones por las cuales durante los primeros años después de la adopción del régimen de metas de inflación, el nivel de inflación de la economía peruana fue bajo y estable.

#### 1.2. Literatura internacional

Entre los trabajos que realizan un análisis similar al presentado en Salas (2009), resaltan trabajos como el realizado para Albania por Domac y Elbirt (2004). En dicho trabajo se realizan tres métodos de análisis de los determinantes de la inflación. El primero de ellos es un análisis de ciclo, tendencia y estacionariedad realizado a partir de la descomposición de la serie de inflación anual usando el filtro Hodrick y Prescott (1997) y el filtro de Baxter y King (1995). El segundo método propuesto se basa en un análisis desagregado de causalidad a la Granger respecto a cada componente del índice de precios al consumidor (IPC). El tercer método usado es un análisis de cointegración con la estimación de un VECM<sup>7</sup> bajo el supuesto de un modelo teórico simple del proceso de inflación. Este último método también ha sido empleado en Polonia por Kim (2001) para el periodo 1990-1999, donde se concluye que los choques del sector externo y laboral (choques de oferta) determinaron en mayor medida el comportamiento de la inflación polaca.

Una metodología similar a la descrita anteriormente fue aplicada en Ucrania por Leheyda (2005) para el periodo 1991-2003, donde se concluye que en el largo

<sup>7</sup> VECM o modelo vectorial de corrección de errores. Para mayores detalles, ver Enders (2004) y Lutkepohl (2005).

plazo los choques de demanda explican el comportamiento de la inflación, mientras que en el corto plazo lo hacen los choques de oferta.

Otro trabajo que merece la atención destacar es el realizado por Dwyer y Leong (2001) para la economía australiana. Los autores hacen uso de un modelo de *mark-up* para estimar el nivel de inflación y analizar la relación existente entre la inflación y sus determinantes. Sus principales resultados concluyen que la estructura de los determinantes de la inflación presentó un cambio estadísticamente no significativo cuando se introdujo el régimen de metas de inflación en Australia.

Otra investigación de similares características es Calderón y Schmidt-Hebble (2008) quienes evalúan, mediante una metodología de panel, el impacto de los factores no monetarios en la inflación para un grupo de 97 países en el período 1975-2005. Sus resultados principales concluyen que:

- "(a) las medidas que fomentan la disciplina y la credibilidad son esenciales para reducir la inflación.
- (b) los países con mayor ingreso per cápita tienen tasas de inflación más bajas" (Calderón y Schmidt-Hebble, 2008:1)

Otro trabajo es Juselius (2006) realizado para Finlandia. En dicha investigación se analizan las tres teorías de inflación citadas por Surrey (1989), a saber, la teoría puramente monetaria que indica que la inflación obedece a

expansiones en la oferta de dinero; la teoría que sostiene que la inflación es determinada por choques de demanda interna; y la teoría que señala que esta es determinada por choques externos. El análisis empírico de Juselius (2006) hace uso de modelos VAR cointegrados con datos I(2). Trabajos similares han sido realizados por Juselius (1992) en Dinamarca y por Hendry (2001) en el Reino Unido. Juselius (1992) concluye que los efectos de los choques domésticos sobre la inflación son menores en comparación a los choques externos; mientras que Hendry (2001) concluye que las variables representativas que determinan el comportamiento de la inflación conforman un modelo eléctrico que descarta cualquier simple explicación.

Otra investigación para destacar es la realizada para Colombia por Otero y Ramírez (2002). A diferencia de los trabajos presentados anteriormente, los autores encuentran "evidencia de comportamiento no lineal de los precios en respuesta a los excesos de demanda y a las desviaciones con respecto a la paridad del poder de compra" (Otero y Ramírez, 2002:1).

Por otro lado, existe una extensa literatura que analiza el comportamiento del tipo de cambio y su efecto traspaso sobre la inflación. Un ejemplo es Carrera y Binici (2006), quienes tras realizar un estudio para 29 países de la OECD concluyen que:

"el pass-through del tipo de cambio sobre precios es menor cuando se toma en cuenta ambientes en los cuales se observan bajos y estables niveles de inflación, los cuales podrían estar influenciados por una política monetaria más ordenada y efectiva en términos de transparencia y control de la inflación" (Carrera y Binici, 2006:1).

Dicha conclusión, aplicada al caso peruano, podría ser relevante para el presente análisis pues los niveles de inflación durante el año 2008 fueron altos y la evolución del tipo de cambio vía el efecto traspaso podría haber jugado un rol importante.

A modo de complemento de la literatura internacional, puede citarse el trabajo de Ball (2001). En dicha investigación se realiza un análisis de los choques externos respecto de las reglas de política monetaria mediante un modelo de economía abierta que incorpora el efecto del tipo de cambio en el nivel de inflación. El autor encuentra que la inflación es sensible a las fluctuaciones en el tipo de cambio y que dicha variable debería ser incluida en una regla de política monetaria.

Finalmente, dado que el presente trabajo analiza el impacto de los choques de demanda y de oferta sobre el comportamiento del nivel de inflación, es preciso incorporar, como parte de la revisión de la literatura, investigaciones teóricas respecto a los mecanismos de transmisión de los choques de demanda y de oferta

cuando existe una función de reacción por parte de la autoridad monetaria. En particular, trabajos como Clarida y otros (1999) y Svenson (1998) concluyen que cuando existe una función de reacción, los choques de demanda son anulados completamente y no hay efectos ni en el corto plazo. Sin embargo, empíricamente, tal como se mostró en la revisión del trabajo de Salas (2009) y como se mostrará en los hechos estilizados de la sección 4, existe evidencia para reconsiderar el impacto que pudieron tener los choques de demanda sobre el comportamiento del nivel de inflación.

## 2. MARCO TEÓRICO

Toda autoridad monetaria cuenta con un modelo de proyección de la inflación para conducir su política monetaria. Para el caso peruano, el BCR utiliza el modelo MPT descrito en Vega y otros (2009) que incluye entre sus principales ecuaciones de comportamiento: la brecha del producto (demanda agregada), la curva de Phillips (oferta agregada), la paridad descubierta de tasas de interés y la regla de política monetaria (regla de Taylor). Sin embargo, dada la complejidad de la estimación de dicho modelo, se procederá a presentar un modelo sencillo de demanda y oferta agregada que tenga por finalidad sugerir el conjunto de variables que deberían ser consideradas en la estimación de la descomposición histórica de la inflación anual.

Los modelos de demanda y oferta agregada tienen como finalidad determinar el nivel de precios y la producción dado un conjunto de variables exógenas. Asimismo, dichos modelos permiten la realización de distintos análisis temporales por medio de sus respectivas variantes para un análisis de corto, mediano y largo plazo. En el corto plazo, dichos modelos suponen que la oferta agregada es perfectamente elástica y que la demanda agregada sólo determina el nivel del producto pues los precios son exógenos. En contraste, en el mediano plazo, se asume que la oferta agregada tiene pendiente positiva y depende del

tipo de cambio<sup>8</sup>. Por tanto, movimientos de la demanda y oferta agregada determinan el nivel de precios y de producción de la economía. Por último, en el largo plazo, se supone que la oferta agregada es perfectamente inelástica y que cambios en la demanda agregada sólo producen cambios en el nivel de precios pues el nivel del producto está dado o es exógeno.

Sin embargo, estas distinciones entre los distintos tipos de equilibrio (corto, mediano y largo plazo) no podrían considerarse como un punto de partida pues están desarrollados para economías desarrolladas y no toman en cuenta la estructura de economías en desarrollo. Por tanto, a continuación se procederá a identificar y representar un modelo de demanda y oferta agregada coherente con la estructura de la economía peruana<sup>9</sup>.

#### 2.1. La demanda agregada (DA)

La demanda agregada de una economía pequeña y abierta como la peruana puede ser expresada a partir de la ecuación que determina el equilibrio en el mercado de bienes (IS) si además se consideran las respectivas expresiones de la tasa de interés real (r), el tipo de cambio real (er), la paridad descubierta de tasas de interés (dado que en la economía rige un tipo de cambio flexible) y una

<sup>8</sup> Se usará un modelo con tipo de cambio flexible.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> El modelo que se describe en las secciones 2.1 y 2.2 está basado en Mendoza y Herrera (2004).

regla de Taylor que represente el hecho que la autoridad monetaria (BCRP) fija la tasa de interés como instrumento de política<sup>10</sup>.

El nivel de producto de equilibrio del mercado de bienes es una función que depende negativamente del tipo de interés real (r) y positivamente del gasto público (g), de los términos de intercambio (ti) y del producto de la economía mundial  $(y^*)$ . Además, el efecto de una depreciación<sup>11</sup> del tipo de cambio real (er) no es recesivo<sup>12</sup>. Asumiendo (al igual que el MPT) que el efecto del canal tradicional del precio de las exportaciones es mayor<sup>13</sup> que el efecto hoja de balance<sup>14</sup>, la función (IS) puede representarse de la siguiente manera:

$$y = \alpha_1 g - \alpha_2 r + \alpha_3 e r + \alpha_4 y^* + \alpha_5 t i \qquad . \tag{1}$$

No obstante, para hallar una representación válida de la demanda agregada es preciso incorporar otra serie de expresiones. La primera de ellas es la tasa de interés real (r) que depende positivamente de la tasa de interés nominal (i) y

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> Las variables en logaritmos no presentan subíndices "t" debido a que son relaciones de equilibrio.

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Para una mayor discusión del tema véase Leiderman y otros (2006) y Armas y Grippa (2006).

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> Suposición del modelo de proyección trimestral del BCRP dado que en los últimos años la economía ha evolucionado en un sendero estable, considerando como estable un tipo de cambio flexible poco volátil.

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> De haber experimentado la economía, en estos últimos años, una fuerte depreciación, se consideraría que el efecto de hoja de balance es mayor y con ello un efecto recesivo de la depreciación del tipo de cambio.

Dado el estado de dolarización de la economía, el efecto de una depreciación del tipo de cambio debería de considerar el efecto hoja de balance. En el caso de la economía peruana, dicho efecto se presenta debido a que gran parte de los pasivos de los individuos y/o empresas se encuentran denominados en dólares.

negativamente de la inflación esperada que es definida como la diferencia entre el nivel de precios esperado dado el conjunto de información disponible  $(E[p|\Omega])$  y el nivel de precios (p). De este modo, la tasa de interés real (r) puede expresarse de la siguiente forma:

$$r = i - (E[p|\Omega] - p) \qquad . \tag{2}$$

La segunda expresión necesaria es el tipo de cambio real (er) que, partiendo de la paridad de poder de compra, depende negativamente del nivel de precios (p) y positivamente del tipo de cambio nominal (e) y de los precios externos ( $p^*$ ). Por tanto, el tipo de cambio real (er) puede ser representado por la siguiente ecuación:

$$er = e - p + p^* (3)$$

Dado que en la economía peruana rige un tipo de cambio flexible, es preciso incluir una expresión que represente los movimientos del tipo de cambio nominal y para ello se incorporará la paridad descubierta de tasas de interés. Considerando el esquema básico de dicha paridad, el tipo de cambio nominal (e) depende negativamente de la tasa de interés nominal doméstica (i) y de los

términos de intercambio (ti), y positivamente del valor esperado del tipo de cambio nominal dado el conjunto de información disponible ( $E[e|\Omega]$ ) y de la tasa de interés externa ( $i^*$ )<sup>15</sup>. De este modo la paridad descubierta puede representarse de la siguiente forma:

$$e = \beta_1 E[e|\Omega] - \beta_2 i + \beta_3 i^* - \beta_4 t i \qquad . \tag{4}$$

Finalmente, para terminar de presentar las expresiones necesarias para hallar la demanda agregada, es preciso añadir una forma funcional de la determinación de la tasa de interés. Para ello se incluirá una regla de Taylor que represente la respuesta de la autoridad monetaria respecto a una constante ( $\gamma_0$ ), a la inflación ( $\Delta p$ ), a una meta de inflación constante ( $\Delta p^m$ ), y a la brecha del nivel de producto ( $\gamma_0$ ) respecto del producto potencial ( $\gamma_0$ ). Así, esta regla puede ser representada de la siguiente forma:

$$i = \gamma_0 + \gamma_1 (\Delta p - \Delta p^m) + \gamma_2 (y - y^p) \qquad . \tag{5}$$

\_

<sup>&</sup>lt;sup>15</sup> Si bien la ecuación (4) de la paridad descubierta de tasas de interés incluye los términos de intercambio, en estricto, esta también debería incluir los precios externos. Sin embargo, dicha limitación también figura en el modelo de referencia desarrollado por Mendoza y Herrera (2004).

<sup>&</sup>lt;sup>16</sup> Teóricamente es preciso aclarar que el impacto y los mecanismos de transmisión de los choques de demanda y de oferta dependen de la existencia y especificación de la función de reacción que asuma la autoridad monetaria.

Siguiendo los pasos descritos en el anexo 7.1, la demanda agregada está representada por la siguiente ecuación:

$$[1 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_2] y + [\alpha_2 + \alpha_3 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_1] p = c_1 + (\alpha_5 - \alpha_3 \beta_4) ti + \alpha_3 \beta_3 i^* + \alpha_3 p^* + \alpha_4 y^* + \alpha_1 g .$$
 (DA)

#### 2.2. La oferta agregada (OA)

La oferta agregada de una economía pequeña y abierta como la peruana, debido a la existencia de salarios rígidos, puede ser representada como una función del nivel de precios (p) que depende positivamente del tipo de cambio nominal (e), de los precios externos ( $p^*$ ) y de la brecha del nivel de actividad (y) respecto del producto potencial ( $y^p$ ). De modo que dicha expresión puede formularse de la siguiente manera:

$$p = \delta_1 e + \delta_2 p^* + \delta_3 (y - y^p) \quad . \tag{6}$$

Al regir en la economía un tipo de cambio de flexible es preciso incluir tanto la expresión de la paridad descubierta de tasas de interés como la regla de Taylor descritas para el caso de la demanda agregada. Una vez incluidas dichas

expresiones y siguiendo el anexo 7.2, la oferta agregada queda expresada por la siguiente ecuación:

$$(1 + \delta_1 \beta_2 \gamma_1) p - (\delta_3 - \delta_1 \beta_2 \gamma_2) y = c_2 + \delta_1 \beta_3 i^* - \delta_1 \beta_4 t i + \delta_2 p^* \quad . \tag{OA}$$

Considerando las ecuaciones finales del modelo, es preciso esclarecer tres puntos de importancia para el desarrollo empírico. El primero de ellos está asociado a la forma explícita de la demanda y oferta agregada en las cuales no aparece el producto potencial, la meta de inflación ni expectativa alguna incluida en las ecuaciones (1)–(6). La razón de ello se debe a que el modelo supone relaciones de equilibrio y en el equilibrio dichas variables pueden ser asumidas como constantes.

El segundo tiene que ver con los efectos opuestos que genera una mejora de los términos de intercambio (ti) sobre el nivel del producto de equilibrio. Por el lado de la demanda, una mejora de los términos de intercambio, incrementaría el nivel del producto mientras que por el lado de la oferta reduciría el nivel del producto al afectar negativamente al tipo de cambio nominal. No obstante como supuesto para el desarrollo empírico se asume que el efecto por el lado de la demanda es mayor que el de la oferta, es decir, un choque de los términos de intercambio se considerará como un choque de demanda.

Finalmente, el último punto está asociado a los efectos de un aumento de la tasa de interés externa (*i\**). Por el lado de la demanda, un incremento de la tasa de interés externa induciría a un alza del tipo de cambio nominal y, dado un nivel de precios, produciría un aumento del tipo de cambio real y por ende un incremento del nivel del producto. Pero, por el lado de la oferta, dicha alza del tipo de cambio nominal originaría un incremento del nivel de precios, una reducción del tipo de cambio real y con ello una reducción del nivel del producto. Adicionalmente a lo anterior, habría que tener en cuenta las expectativas de recesión externa que supondría un incremento de la tasa de interés externa. En lo que respecta al desarrollo empírico se asume que el efecto por el lado de la oferta es mayor que el de la demanda, es decir, un choque de la tasa de interés externa se considerará como un choque de oferta.

Una vez derivado el modelo de demanda y oferta agregada, el equilibrio está dado por la intersección de ambas curvas, tal como se muestra en el Gráfico 2.

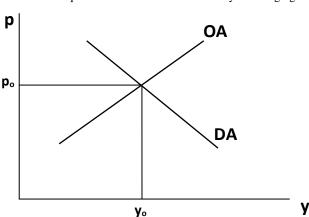


Gráfico 2. Equilibrio del modelo de demanda y oferta agregada

A partir del equilibrio, un choque de demanda positivo hace que la curva de demanda se desplace a la derecha incrementando el nivel de precios y el nivel del producto. En el Gráfico 3 se muestra este caso cuando se da un aumento del gasto público.

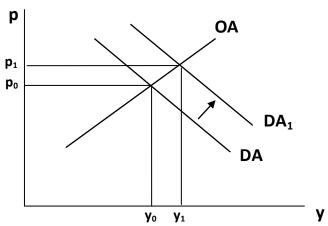


Gráfico 3. Choque de demanda positivo: aumento del gasto público

De otro lado, un choque de oferta negativo hace que la curva de oferta agregada se desplace a la izquierda aumentando el nivel de precios y reduciendo el nivel del producto. Ello se muestra en el Gráfico 4 cuando ocurre un aumento de los precios externos.

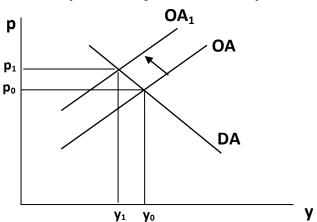


Gráfico 4. Choque de oferta negativo: aumento de los precios externos

La hipótesis del presente trabajo indica que los choques de demanda explicaron en mayor medida el comportamiento de la inflación en comparación con los choques de oferta en el último periodo de la muestra. Esto se observa en el Gráfico 5 donde se aprecian los efectos conjuntos de un aumento de la demanda interna y de un choque de oferta.

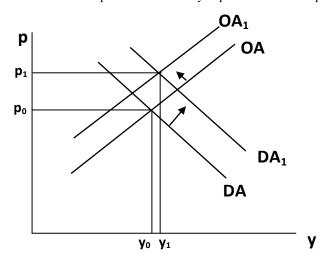


Gráfico 5. Efecto de choques de demanda mayor que el efecto de choques de oferta

Por tanto, el modelo de demanda y oferta agregada hasta aquí desarrollado es un modelo teórico válido a partir del cual desarrollar una metodología capaz de contrastar la hipótesis formulada respecto al incremento del nivel de precios.

Por último, las ecuaciones finales del modelo de demanda y oferta agregada pueden ser expresadas matricialmente de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} 1 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_2 & \alpha_2 + \alpha_3 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_1 \\ -(\delta_3 - \delta_1 \beta_2 \gamma_2) & 1 + \delta_1 \beta_2 \gamma_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_3 \beta_3 & \alpha_3 & \alpha_5 - \alpha_3 \beta_4 & \alpha_4 & \alpha_1 \\ \delta_1 \beta_3 & \delta_2 & -\delta_1 \beta_4 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t \\ p^* \\ ti \\ y^* \\ g \end{bmatrix} .$$
 (7)

Finalmente, los choques de demanda y de oferta agregada pueden ser clasificados según su fuente interna o externa<sup>17</sup>. En términos del análisis empírico asumiremos que los choques de demanda interno son provenientes del gasto público (g) y del nivel de precios doméstico (p). Los choques de fuente externa serán asociados a movimientos en el producto de la economía mundial ( $y^*$ ) y los términos de intercambio (ti). En lo referente a los choques de oferta de fuente interna, éstos estarán asociados a movimientos en el producto interno (y). Por su parte, los choques de origen externo estarán vinculados con movimientos en la tasa de interés externa ( $i^*$ ) y a los precios externos ( $p^*$ ).  $^{18}$ 

\_

<sup>&</sup>lt;sup>17</sup> Clasificar los choques entre choques de demanda y choques de oferta es un proceso de identificación esencial para calcular la descomposición histórica de la inflación anual respecto de dos únicos tipos de choques, uno de demanda y otro de oferta.

<sup>&</sup>lt;sup>18</sup> La distinción sobre cuál es un choque de demanda o de oferta respecto de las variables *p* y *y* será comprobada empíricamente en la sección de resultados.

## 3. METODOLOGÍA

En esta sección se presenta la metodología a seguir a fin de verificar la hipótesis de que el comportamiento del nivel de inflación, en el último periodo de la muestra, respondió en mayor medida a choques de demanda.

#### 3.1. Análisis SVAR

En la literatura econométrica, a fin de hallar las descomposiciones históricas de las variables usualmente se emplea el análisis SVAR<sup>19</sup>. Este tipo de análisis permite obtener y analizar el impacto de diversas variables no observables incluidas en el modelo estructural que son los choques estructurales que afectan a las variables dependientes especificadas en el modelo.

La estimación comienza con la estimación de un VAR reducido. Posteriormente, para obtener los parámetros propios del modelo SVAR, dado la mayor cantidad de parámetros que este posee, se requerirá de ciertas restricciones de identificación. Para ilustrar el uso de esta metodología

<sup>&</sup>lt;sup>19</sup> Para mayor referencia, revisar Enders (2004) y Lutkepohl (2005).

asumiremos la existencia de dos variables ( $x_t$ ,  $y_t$ ). Así, un VAR estructural bivariado con un rezago, denotado por SVAR(1), está representado por la siguiente expresión:

$$\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{x,t} \\ d_{y,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t} \\ \varepsilon_{y,t} \end{bmatrix}, \tag{8}$$

donde la matriz  $\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$ =B es la matriz de efectos contemporáneos,  $\begin{bmatrix} d_{x,t} \\ d_{y,t} \end{bmatrix}$  es el vector de componentes determinísticos y  $\begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t} \\ \varepsilon_{y,t} \end{bmatrix}$  es el vector de choques estructurales. Invirtiendo la matriz B obtenemos un VAR(1) en forma reducida:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} d_{x,t} \\ d_{y,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \gamma_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t} \\ \varepsilon_{y,t} \end{bmatrix},$$
(9)

lo cual puede ser escrito como:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{x,t} \\ d_{y,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{x,t} \\ e_{y,t} \end{bmatrix}, \tag{10}$$

donde:

$$\begin{bmatrix} e_{x,t} \\ e_{y,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t} \\ \varepsilon_{y,t} \end{bmatrix}. \tag{11}$$

Así, la expresión (11) permite hallar el vector de choques estructurales para lo cual es preciso imponer una serie de restricciones de identificación. Entre las soluciones más reconocidas para el caso de la identificación de parámetros del modelo SVAR destacan la identificación usando restricciones contemporáneas de Sims (1980), la identificación de parámetros hecha por Blanchard y Watson (1986) quienes usaron restricciones de corto plazo, la identificación de parámetros de Shapiro y Watson (1988) y la descomposición de Blanchard y Quah (1989) quienes justificaron la existencia de restricciones de largo plazo, y Galí (1992) quien justificó teóricamente la consideración de restricciones tanto de corto como de largo plazo<sup>20</sup>.

A modo de ejemplo, la identificación usando restricciones contemporáneas que plantea Sims (1980) supondría  $b_{12}=0$ ; es decir, consiste en la imposición de restricciones sobre la matriz B de efectos contemporáneos.

Una vez resuelto el problema de identificación, el modelo SVAR permite estimar funciones impulso-respuesta, descomposiciones de varianza y descomposiciones históricas.

-

Adicionalmente, en la literatura también existe una aproximación empírica para identificar los parámetros estructurales. Esta aproximación consiste en seleccionar un grupo de variables y restricciones de identificación que sean consistentes con la teoría elegida y/o con la evidencia empírica propia del tema en cuestión. Usualmente este tipo de análisis ha sido aplicado al estudio del efecto de políticas monetarias en pequeñas economías abiertas. Entre los trabajos relevantes propios de esta aproximación destacan los trabajos de Kim (2003) y Kim y Roubini (2000).

#### 3.2. Funciones de impulso-respuesta acumuladas

Asumiendo que  $z_t = [x_t \ y_t]'$ , la representación de promedios móviles infinita del VAR(1) en forma reducida (ecuación (10))<sup>21</sup> viene dada por la siguiente expresión:

$$z_t = d_t + \Psi(L)e_t \,, \tag{12}$$

donde  $\Psi(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k L^k$ ,  $\Psi_0 = I_2$ . Dada la relación existente entre los choques de la forma reducida y los choques estructurales (ver ecuación (11)), podemos obtener la forma vectorial de promedios móviles infinita estructural (SVMA) dada por la siguiente expresión:

$$z_t = d_t + \Theta(L)\varepsilon_t \,, \tag{13}$$

 $\text{donde } \theta(\mathbf{L}) = \ \Psi(\mathbf{L})\mathbf{B}^{-1}, \ \theta(\mathbf{L}) = \sum_{k=0}^{\infty} \theta_k L^k, \ \theta_k = \Psi_k B^{-1}, \ \mathbf{k=0,1,2,...}; \ \theta_0 = B^{-1}.$ 

Una vez definida la matriz  $\Theta(L)$ , es preciso aclarar que la descomposición del tipo Blanchard y Quah (1988) que se aplicará en la presente investigación

٠

<sup>&</sup>lt;sup>21</sup> Denominada también representación de Wold.

consiste en imponer restricciones sobre la matriz  $\Theta(1)$  de multiplicadores dinámicos de largo plazo<sup>22</sup>.

Siguiendo con los detalles técnicos de las funciones impulso-respuesta, podemos escribir la expresión (13) para el periodo *t*+s de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} x_{t+s} \\ y_{t+s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{x,t} \\ d_{y,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{x,x}^{(0)} & \theta_{x,y}^{(0)} \\ \theta_{y,x}^{(0)} & \theta_{y,y}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t+s} \\ \varepsilon_{y,t+s} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{x,x}^{(s)} & \theta_{x,y}^{(s)} \\ \theta_{y,x}^{(s)} & \theta_{y,y}^{(s)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t} \\ \varepsilon_{y,t} \end{bmatrix} + \dots$$
 (14)

De la expresión (14), los multiplicadores dinámicos estructurales para el periodo *t*+s pueden calcularse de la siguiente manera:

$$\frac{\partial x_{t+s}}{\partial \varepsilon_{x,t}} = \theta_{x,x}^{(s)}, \quad \frac{\partial x_{t+s}}{\partial \varepsilon_{y,t}} = \theta_{x,y}^{(s)}, \quad \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{x,t}} = \theta_{y,x}^{(s)}, \quad \frac{\partial y_{t+s}}{\partial y_{t}} = \theta_{y,y}^{(s)} \qquad . \tag{15}$$

Considerando (15), las funciones impulso-respuesta estructurales están dadas por la representación gráfica de los multiplicadores dinámicos estructurales  $\theta_{i,j}^{(s)}$  para cada variable y para un horizonte de *s* trimestres.

٠

<sup>&</sup>lt;sup>22</sup> Dichas restricciones sobre la matriz de multiplicadores dinámicos de largo plazo son presentadas formalmente en las ecuaciones (26) y (27).

Finalmente, el impacto acumulado de largo plazo de los choques es capturado por la siguiente matriz de impacto de largo plazo:

$$\theta(1) = \begin{bmatrix} \theta_{x,x}(1) & \theta_{x,y}(1) \\ \theta_{y,x}(1) & \theta_{y,y}(1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{x,x}^{(s)} & \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{x,y}^{(s)} \\ \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{y,x}^{(s)} & \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{y,y}^{(s)} \end{bmatrix} , \tag{16}$$

donde:

$$\theta(L) = \begin{bmatrix} \theta_{x,x}(L) & \theta_{x,y}(L) \\ \theta_{y,x}(L) & \theta_{y,y}(L) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{x,x}^{(s)} L^{s} & \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{x,y}^{(s)} L^{s} \\ \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{y,x}^{(s)} L^{s} & \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{y,y}^{(s)} L^{s} \end{bmatrix}$$
(17)

### 3.3. Descomposición de varianza del error de predicción

Usando la expresión (14) podemos realizar la mejor predicción lineal basada en el conjunto de información disponible hasta el periodo t para el vector  $z_{t+s}$ . Denotemos a dicha predicción por  $\hat{z}_{t+s} = [\hat{x}_{t+s}, \hat{y}_{t+s}]'$ . Comparando el vector realizado con la predicción lineal obtenemos:

$$\begin{bmatrix} x_{t+s} - \hat{x}_{t+s} \\ y_{t+s} - \hat{y}_{t+s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{x,x}^{(0)} & \theta_{x,y}^{(0)} \\ \theta_{y,x}^{(0)} & \theta_{y,y}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t+s} \\ \varepsilon_{y,t+s} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{x,x}^{(s-1)} & \theta_{x,y}^{(s-1)} \\ \theta_{y,x}^{(s-1)} & \theta_{y,y}^{(s-1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t+1} \\ \varepsilon_{y,t+1} \end{bmatrix}$$
(18)

De (18), la varianza de los errores de predicción para el periodo *t*+*s*, ecuación por ecuación, puede ser descompuesta de la siguiente manera:

$$var(x_{t+s} - \hat{x}_{t+s}) = \sigma_x^2(s) = \sigma_x^2[(\theta_{x,x}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{x,x}^{(s-1)})^2] + \sigma_y^2[(\theta_{x,y}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{x,y}^{(s-1)})^2] \quad , \tag{19}$$

$$var(y_{t+s} - \hat{y}_{t+s}) = \sigma_v^2(s) = \sigma_x^2[(\theta_{v,x}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{v,x}^{(s-1)})^2] + \sigma_v^2[(\theta_{v,y}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{v,y}^{(s-1)})^2]$$
 (20)

Finalmente, de (19) y (20), las proporciones de las varianzas de los errores de predicción de  $x_{t+s}$  y de  $y_{t+s}$  causada por los choques  $\varepsilon_{x,t}$  y  $\varepsilon_{y,t}$  pueden ser calculadas de la siguiente forma:

$$\rho_{x,x}(s) = \frac{\sigma_x^2 [\theta_{x,x}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{x,x}^{(s-1)})^2]}{\sigma_x^2(s)}$$
(21)

$$\rho_{x,y}(s) = \frac{\sigma_y^2 [(\theta_{x,y}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{x,y}^{(s-1)})^2]}{\sigma_x^2(s)}$$
(22)

$$\rho_{y,x}(s) = \frac{\sigma_x^2 [(\theta_{y,x}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{y,x}^{(s-1)})^2]}{\sigma_v^2(s)}$$
(23)

$$\rho_{y,y}(s) = \frac{\sigma_y^2[(\theta_{y,y}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{y,y}^{(s-1)})^2]}{\sigma_y^2(s)}$$
 (24)

## 3.4. Descomposición Histórica

La descomposición histórica de un modelo SVAR se obtiene a partir de la forma vectorial estructural (infinita) de medias móviles (SVMA) de un modelo VAR

tras elegir un periodo base o punto de partida. Asumiendo una vez más que  $z_t = [x_t \ y_t]'$  se tendría la siguiente expresión:

$$z_{T+j} = \sum_{s=0}^{j-1} \Theta_s \varepsilon_{T+j-s} + \sum_{s=j}^{\infty} \Theta_s \varepsilon_{T+j-s} , \qquad (25)$$

donde la primera sumatoria es la parte de  $z_{T+j}$  que es atribuible a las choques estructurales desde el periodo T hasta el periodo T+j y la segunda sumatoria es una proyección del valor de  $z_{T+j}$  considerando la información disponible hasta el periodo T.

En el presente trabajo se analiza la primera sumatoria que resulta al realizar la descomposición histórica para la inflación anual. Para ello, dado que se cuenta con datos trimestrales, se usará<sup>23</sup>:  $\Delta p_{4,t}=100(\Delta p_t+\Delta p_{t-1}+\Delta p_{t-2}+\Delta p_{t-3})=100(p_t-p_{t-4}).$ 

-

<sup>&</sup>lt;sup>23</sup> Dicha expresión es una variante de la expresión considerada en Salas (2009). En este punto, es preciso recordar que en dicho trabajo la inflación es premultiplicada por 400 antes de realizar los respectivos análisis.

# 4. RESULTADOS

En esta sección, en primer lugar, se realizará un análisis preliminar de las variables a manera de hechos estilizados. Posteriormente se analizará el modelo VAR reducido y finalmente se expondrán los principales resultados de la descomposición histórica de la inflación anual y de los ejercicios de robustez.

### 4.1. Análisis preliminar de las variables

El modelo teórico desarrollado en la sección 2 indica que debería considerarse el siguiente vector de variables $^{24}$ :  $z_t = [i^*_t, y^*_t, p^*_t, ti_t, g_t, y_t, p_t]^{25}$ ; donde  $i^*_t$  es la tasa de interés de referencia de la Reserva Federal,  $y^*_t$  es el PBI de la economía estadounidense,  $p^*_t$  es el IPC de la economía estadounidense,  $ti_t$  son los términos de intercambio,  $g_t$  es el gasto público,  $y_t$  es el PBI de la economía peruana y  $p_t$  es el IPC de la economía peruana. Los datos son trimestrales para el periodo 1997:1 - 2009: $2^{26}$ .

Las variables incluidas en el vector fueron obtenidas del BCRP y del Fondo Monetario Internacional (FMI).
 Dicho vector no incluye el producto potencial debido a la formulación misma del modelo teórico.

<sup>&</sup>lt;sup>26</sup> Periodo escogido por presentar una inflación anual de un sólo dígito y por su proximidad a la fecha de adopción del régimen de Metas de Inflación.

En el Gráfico 6 se presenta la evolución de las variables (en niveles) enunciadas anteriormente. En él se observa, hasta mediados del año 2008, un acelerado crecimiento de la economía peruana acompañado de un favorable comportamiento de los términos de intercambio.

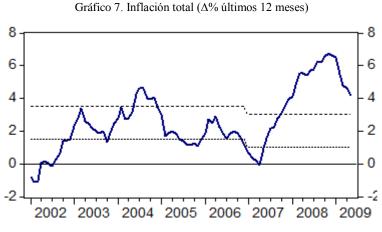
Tasa de interés de referencia de la Reserva Federal PBI de la economí a estadounidense 4.65 4.5 4.60 4.55 4.3 Términos de intercambio 5.0 4.8 4.7 9.2 5.0 4.6 9.0 4.9 8.8 97 98 99 00 01 02 03 04 05 06 07 08 99 00 01 02 03 04 05 06 07 08 00 01 02 03 04 05 06 07 5.2 5.1 5.0

Gráfico 6. Evolución histórica de las variables en logaritmos

Antes de analizar los resultados del presente trabajo, es necesario poner en contexto la evolución del nivel de inflación durante el periodo de análisis. Para ello

se procederá a describir los principales hechos estilizados de la economía peruana acontecidos después de la adopción del régimen de metas de inflación.

El principal hecho estilizado es el comportamiento del nivel de inflación anual representado en el Gráfico 7. En él se observa que la inflación, durante los primeros años del régimen de metas de inflación, se mantuvo dentro de la meta impuesta por el BCRP hasta finales del año 2007.



Fuente: BCRP. Elaboración Propia

De otro lado, el desempeño de la economía peruana, desde el año 2005 hasta finales del año 2008, registró un crecimiento continuo y sostenido del PBI y la demanda interna con tasas de crecimiento alrededor de 7 a 12% anual. No obstante, estos hechos fueron acompañados por un incremento del nivel de inflación anual; lo cual sugiere la existencia de una relación entre dichas variables.

Sin embargo, durante el año 2009, la economía peruana, tal y como figura en el Gráfico 8, pasó de un ciclo expansivo a uno neutral a causa de los efectos de la crisis mundial. Dicha desaceleración se produjo debido a la significativa reducción del nivel de inventarios de la economía, lo cual representó una ligera presión inflacionaria a la baja por parte de la demanda.

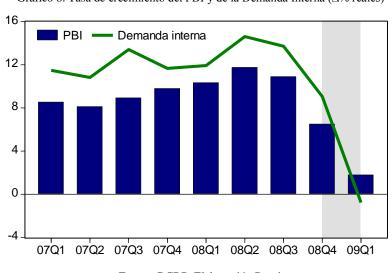
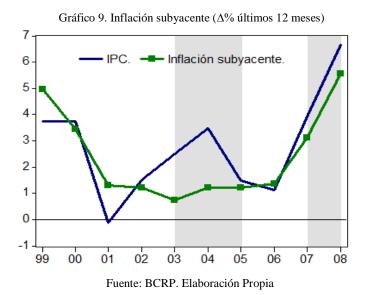


Gráfico 8. Tasa de crecimiento del PBI y de la Demanda Interna (Δ% reales)

Fuente: BCRP. Elaboración Propia

Este último hecho estilizado adquiere relevancia pues justifica el hecho y la importancia de reconsiderar el impacto que pudieron tener los choques de demanda sobre el comportamiento de la inflación a finales del 2008 e inicios del 2009.

Por otro lado, durante los últimos años, la economía peruana ha sido afectada por dos marcados choques de oferta, el primero de ellos fue el del año 2004 y el más reciente tuvo lugar el año 2008. Si bien ambos se debieron al aumento del precio de algunos commodities, resulta de gran relevancia, para fines del presente trabajo, examinar qué pasó con la inflación subyacente<sup>27</sup> tras cada choque. Esto ayudará a discernir si este último periodo de inflación considerado en la muestra obedeció a un choque de demanda, a uno de oferta o a una mezcla de ambos.



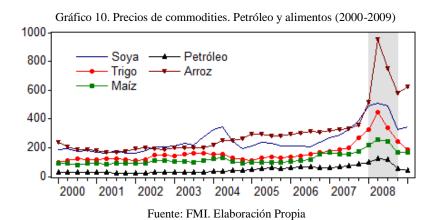
Como se observa del Gráfico 9, el choque de oferta del 2004 fue de carácter temporal y no tuvo mayor impacto en la inflación subyacente; pero, el

-

<sup>&</sup>lt;sup>27</sup> Definida por Quah y Vahey (2005) como aquel componente de la inflación que no tiene efectos, de mediano y largo plazo, sobre el producto en términos reales.

último choque de oferta que también fue de carácter temporal, al parecer está vinculado a la evolución de la inflación subyacente<sup>28</sup>.

En lo que respecta al contexto internacional, durante el año 2007 y el 2008, el precio internacional de algunos commodities como el barril de petróleo, el maíz, el trigo y la soya presentaron aumentos significativos; ver Gráfico 10. Dichos aumentos significaron una fuerte presión inflacionaria de origen externo. Por tanto, surge la necesidad de analizar cómo dicho evento afectó el comportamiento del nivel de inflación teniendo, de otro lado, el alto crecimiento del producto y de la demanda interna de la economía peruana.



Asimismo, tal como se observa en el Gráfico 11, en los cuatro últimos años, el componente importado del IPC ha presentado una gran variabilidad a causa del

-

<sup>&</sup>lt;sup>28</sup> Aquí se puede considerar los trabajos de Ball y Mankiw (1995) y Bernanke (2006) sobre los posibles impactos del aumento del precio de algunos commodities.

aumento de los precios de algunos commodities y de las variaciones del tipo de cambio.

IPC Importado. 12 8 2003 2004 2005 2007 2008 2006 Fuente: BCRP. Elaboración Propia

Gráfico 11. Inflación, componente interno y componente importado (Δ% últimos 12 meses)

Finalmente, el aumento significativo del precio de algunos commodities afectó de manera sustancial la evolución de la inflación en alimentos y bebidas. En particular, como se observa en el Gráfico 12, desde inicios del año 2006, dicha inflación alcanzó niveles ampliamente superiores a los registrados por el IPC.

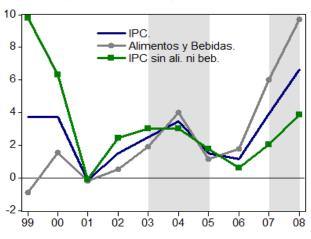


Gráfico 12. IPC y rubro de alimentos y bebidas (Δ% últimos 12 meses)

Fuente: BCRP, INEI. Elaboración Propia

Esta breve descripción de los hechos estilizados podría ser resumida en cuatro grandes hechos. El primero estaría relacionado al comportamiento del nivel de inflación que desde fines del 2007 permaneció por encima de la meta de inflación. El segundo estaría asociado al comportamiento del PBI y de la demanda interna. Finalmente, los últimos dos hechos estarían asociados respectivamente al comportamiento reciente de la inflación subyacente y al aumento significativo del precio de algunos commodities.

Una vez descrito el contexto y los datos a emplearse, es preciso hacer un análisis de la estacionariedad de las variables, es decir, analizar la presencia de raíz unitaria. Para ello se hace uso del test estadístico aumentado Dickey Fuller sugerido por Elliott, Rothenberg y Stock (1996) denotado por ADF<sup>GLS</sup>. A continuación se presentan los resultados para las variables en niveles.

Tabla 1. Test Dickey-Fuller GLS; Criterio de elección de rezagos: MAIC H<sub>0</sub>: Raíz Unitaria

Variable	ariable Componentes determinísticos t-estadístico	t-ostadístico	k	Valores críticos		
Vallable			1%	5%	10%	
$g_t$	Tendencia e intercepto	-1.30	1	-3.77	-3.19	-2.89
$i^*_t$	Intercepto	-1.45	4	-2.61	-1.94	-1.61
$y^*_{t}$	Tendencia e intercepto	-1.60	0	-3.77	-3.19	-2.89
$p^*_{t}$	Tendencia e intercepto	-1.36	6	-3.77	-3.19	-2.89
$ti_t$	Tendencia e intercepto	-1.90	1	-3.77	-3.19	-2.89
$y_t$	Tendencia e intercepto	-1.60	1	-3.77	-3.19	-2.89
$p_t$	Tendencia e intercepto	-1.86	1	-3.77	-3.19	-2.89

De la Tabla 1 se infiere que todas las variables presentan raíz unitaria. Sin embargo, si aplicamos el mismo test eligiendo el retardo bajo el criterio de Akaike, la tasa de referencia de la Reserva Federal (i\*, ) rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria<sup>29</sup>, lo cual es coherente con la teoría monetaria que indica que dicha variable debería ser I(0).

De lo anterior, se asume que el test basado en el criterio de Akaike es suficiente para concluir que la tasa de referencia de la Reserva Federal es I(0). En lo que respecta al resto de variables, todas ellas no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria al 95% de confianza; por tanto, será necesario hallar las primeras diferencias de dichas variables y realizar nuevamente el test de raíz unitaria. A continuación se presentan los resultados.

Tabla 2. Test: Dickey-Fuller GLS; Criterio de elección de rezagos: MAIC H<sub>0</sub>: Raíz Unitaria

Variable	Componentes	t-estadístico	l <sub>e</sub>	Valores críticos			
	determinísticos		k	1%	5%	10%	
$\Delta g_t$	Intercepto	-2.45**	4	-2.61	-1.94	-1.61	
$\Delta y^*_{t}$	Intercepto	-2.62***	3	-2.61	-1.94	-1.61	
$\Delta p^*_{t}$	Intercepto	-5.91***	0	-2.61	-1.94	-1.61	
$\Delta t i_t$	Intercepto	-1.98**	3	-2.61	-1.94	-1.61	
$\Delta y_t$	Intercepto	-2.31**	5	-2.61	-1.94	-1.61	
$\Delta p_t$	Intercepto	-2.97**	0	-2.61	-1.94	-1.61	

<sup>\*</sup>Significativo al 10%, \*\* Significativo al 5%, \*\*\* Significativo al 1%.

<sup>&</sup>lt;sup>29</sup> Resultado del test ADF-GLS (Akaike): -2.12 vs -1.94 (valor crítico al 5%).

De la Tabla 2 se concluye que todas las variables rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria al 99% de confiabilidad. De modo que el nuevo vector de variables estacionarias a utilizarse es:  $z_t = [i^*_t, \Delta y^*_t, \Delta p^*_t, \Delta ti_t, \Delta g_t, \Delta y_t, \Delta p_t]$ .

Ahora es preciso realizar un análisis univariado de cada una de las variables incluidas en dicho vector a fin de identificar los componentes determinísticos. Dicho análisis univariado comprende una serie de regresiones MCO respecto de distintos componentes determinísticos como constante y tendencia lineal para cada variable aquí considerada. A continuación se presentan los resultados respectivos.

Tabla 3. Regresiones MCO (presentación de coeficientes)

Variable	$i^*_t$	$\Delta y^*_{t}$	$\Delta p^*_{t}$	$\Delta t i_t$	$\Delta g_t$	$\Delta y_t$	$\Delta p_t$
intercepto	1.762***	0.012**	0.006***	-0.004	0.028	0.003	0.010***
tendencia	-0.030*	0.000	0.000	0.000	-0.002	0.000	0.000

<sup>\*</sup>Significativo al 10%, \*\* Significativo al 5%, \*\*\* Significativo al 1%.

De la Tabla 3 es evidente que las variables incluidas en el vector, excepto el logaritmo de la tasa de referencia de la Reserva Federal, no presentan una tendencia lineal significativa. En cuanto a la tendencia lineal significativa al 10% que presenta la tasa interés de referencia de la Reserva Federal, este resultado, considerando el Gráfico 6, podría deberse al accionar de la Reserva Federal ante

el estallido de la crisis financiera internacional. No obstante, dado que en todo el trabajo hasta aquí desarrollado se ha considerado un nivel de confianza del 95% y dado que se realizará una estimación conjunta para realizar inferencia sobre la diferencia logarítmica del IPC, se excluirá del análisis conjunto la tendencia, es decir, sólo se considerará la presencia de una constante (intercepto).

En el presente trabajo se hará uso de la descomposición del tipo Blanchard y Quah (1989) a fin de llegar a validar, empleando restricciones teóricas y empíricas, algunas restricciones de largo plazo que sigan el siguiente esquema general que será el modelo inicial (denominado Modelo 1):

$$\begin{bmatrix} i^*_{t} \\ \Delta y^*_{t} \\ \Delta p^*_{t} \\ \Delta t i_{t} \\ \Delta y_{t} \\ \Delta y_{t} \\ \Delta p_{t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{21}(1) & \theta_{22}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{21}(1) & \theta_{22}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{31}(1) & \theta_{32}(1) & \theta_{33}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{41}(1) & \theta_{42}(1) & \theta_{43}(1) & \theta_{44}(1) & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{51}(1) & \theta_{52}(1) & \theta_{53}(1) & \theta_{54}(1) & \theta_{55}(1) & 0 & 0 \\ \theta_{61}(1) & \theta_{62}(1) & \theta_{63}(1) & \theta_{64}(1) & \theta_{65}(1) & \theta_{66}(1) & 0 \\ \theta_{71}(1) & \theta_{72}(1) & \theta_{73}(1) & \theta_{74}(1) & \theta_{75}(1) & \theta_{76}(1) & \theta_{77}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^{i^*}_{t} \\ \epsilon_t^{\Delta y_*}_{t} \\ \epsilon_t^{\Delta p_*}_{t} \\ \epsilon_t^{\Delta p}_{t} \\ \epsilon_t^{\Delta p}_{t} \end{bmatrix}, (26)$$

donde  $\theta_{ij}(1)$  representa el efecto de largo de plazo de un choque estructural de una variable j sobre otra variable i.

Si bien es cierto que el Modelo 1 no incluye explícitamente una variable que represente a la política monetaria como la tasa de interés doméstica, aún así existe un lugar para la política monetaria en el modelo pues, tal como se describió en el modelo teórico desarrollado en la sección 2, el actuar de la política monetaria responde a los choques de demanda y oferta que afectan el comportamiento de la inflación y de la brecha del producto. El hecho que la tasa de interés doméstica no figure en el Modelo 1 se debe a que se consideró estrictamente sólo aquellas variables incluidas en la forma matricial del modelo teórico.

#### 4.2. Análisis del modelo VAR reducido

En primer lugar, puesto que inicialmente se estimará un modelo VAR reducido se procedió a escoger el componente determinístico.

Tabla 4. Elección del componente determinístico del VAR

Criterios / Modelos	Modelo A	Modelo B**
Log likelihood	821.84	832.04*
Akaike information criterion	-30.80	-30.94*
Schwarz criterion	-26.94*	-26.80

Modelo 1: Componente determinístico sin constante. Modelo 2: Componente determinístico con constante. \*Mejor modelo según criterio. \*\*Mejor modelo en general

De la Tabla 4 se deduce que el modelo a estimar es un VAR con intercepto (denominado Modelo B). Ahora es necesario determinar el rezago óptimo.

Tabla 5. Elección del rezago del VAR

Rezago	Log L	LR	AIC	SC	HQ
0	646.45	NA	-28.42	-28.14	-28.32
1	752.50	174.39	-30.96	-28.71*	-30.12*
2	805.55	70.73*	-31.14	-26.92	-29.56
3	865.44	61.22	-31.62	-25.44	-29.31
4	935.07	49.52	-32.54*	-24.39	-29.50

AIC: Criterio de Akaike. SC: Criterio de Schwarz. HQ: Criterio de Hannan-Quinn. \*Mejor modelo según criterio.

Si bien la Tabla 5 indica que el VAR debería incluir un rezago tal como lo sugiere SC y HQ; en realidad se procedió a estimar y analizar, según el comportamiento de los residuos, un VAR para diferentes rezagos (de 1 hasta 4). Dado que el análisis es relativamente extenso, a continuación sólo se presenta el análisis del VAR seleccionado; es decir, un VAR que incluya el número de rezagos óptimos. De acuerdo a la Tabla 5 y usando el estadístico del ratio de verosimilitud (LR), se elige un VAR(2) con intercepto.

En lo que sigue de esta sección se exponen los resultados relacionados a las pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad de residuos así como la estabilidad del modelo. En cuanto al test de autocorrelación de los residuos, la aplicación del test LM considerando 8 rezagos permite obtener los siguientes resultados:

Tabla 6. Resultados del test de autocorrelación LM H<sub>0</sub>: No autocorrelación

Rezagos	LM-Stat	Probabilidad
1	62.95	0.08
2	54.71	0.26
3	38.82	0.85
4	42.64	0.72
5	51.96	0.35
6	40.80	0.79
7	52.48	0.34
8	51.50	0.37

De la Tabla 6, dado que ninguna probabilidad es menor a 0.05, no se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación; es decir, el modelo no presenta autocorrelación en los residuos estimados.

Respecto al test de heterocedasticidad, se realizó la prueba conjunta sin términos cruzados obteniéndose un estadístico  $\chi^2(_{784}) = 751.57$  con una probabilidad de 0.79. Esto implica que la hipótesis nula de homocedasticidad en los residuos no es rechazada.

En cuanto al test de normalidad, se aplicó el test de Jarque-Bera y se obtuvieron los siguientes resultados:

Tabla 7. Test de Normalidad de residuos

Ho: Normalidad

110. Promitinada							
Variables	Jarque-Bera	Grados de libertad	Probabilidad				
$i^*{}_t$	5.806946	2	0.06				
$\Delta y^*_{t}$	110.3816	2	0.00				
$\Delta p^*_{t}$	3.806142	2	0.15				
$\Delta t i_t$	6.085819	2	0.05				
$\Delta g_t$	6.54225	2	0.04				
$\Delta y_t$	6.034898	2	0.05				
$\Delta p_t$	5.91387	2	0.05				
Prueba Conjunta	144.5715	14	0.00				

Si bien los resultados de la Tabla 7 indican que en conjunto no existe normalidad de residuos, se podría señalar que el modelo presenta un comportamiento bastante aceptable pues se logra obtener normalidad en los residuos en la mayor parte de las ecuaciones. La ausencia de normalidad conjunta parece deberse a un cambio en pendiente en el comportamiento del PBI estadounidense; sin embargo, la inclusión de una dummy no altera los resultados de interés pues la ecuación principal correspondiente a la inflación presenta normalidad en los residuos.

Finalmente, en lo que respecta al análisis de estabilidad del modelo, se procedió a examinar las raíces características del polinomio autoregresivo a fin de corroborar que ninguna raíz se encuentre fuera del círculo unitario.

Tabla 8. Raíces del polinomio característico

Raíces	Módulos
0.801552 - 0.216112i	0.83
0.801552 + 0.216112i	0.83
0.076212 - 0.810209i	0.81
0.076212 + 0.810209i	0.81
-0.174242 - 0.716122i	0.73
-0.174242 + 0.716122i	0.73
0.566185 - 0.333579i	0.65
0.566185 + 0.333579i	0.65
-0.638888	0.63
0.448812	0.44
-0.298393 - 0.243847i	0.38
-0.298393 + 0.243847i	0.38
0.090558 - 0.319570i	0.33
0.090558 + 0.319570i	0.33

De la Tabla 8 se puede verificar que el modelo VAR(2) con sólo constante satisface la condición de estabilidad; es decir, no presenta raíces fuera del círculo unitario<sup>30</sup>.

En la siguiente sub-sección se procede a identificar los choques estructurales y a calcular la descomposición histórica de la inflación anual.

económico.

-

<sup>&</sup>lt;sup>30</sup> Sin embargo, dado que algunas raíces se aproximan ligeramente al círculo unitario, también se procedió a estimar un modelo de corrección de errores vectorial (VECM). En total se estimaron 5 vectores de cointegración lo cual parece un número excesivo. Los resultados no fueron incluidos debido a que estos no aportaban información relevante y sus interpretaciones eran difíciles de aceptar desde el punto de vista

### 4.3. Identificación de los choques estructurales del modelo

Tal como se mencionó en la sección correspondiente a la metodología, para identificar los choques estructurales del modelo SVAR se optó por usar una descomposición del tipo Blanchard y Quah (1989). En particular, se pretende validar las siguientes restricciones de largo plazo que conformarían el modelo alternativo (Modelo 2):

$$\begin{bmatrix} i^*_{t} \\ \Delta y^*_{t} \\ \Delta p^*_{t} \\ \Delta t i_{t} \\ \Delta y_{t} \\ \Delta y_{t} \\ \Delta p_{t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{21}(1) & \theta_{22}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{21}(1) & \theta_{22}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{31}(1) & 0 & \theta_{33}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_{42}(1) & 0 & \theta_{44}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \theta_{55}(1) & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{61}(1) & 0 & \theta_{63}(1) & \theta_{64}(1) & \theta_{65}(1) & \theta_{66}(1) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{74}(1) & \theta_{75}(1) & \theta_{76}(1) & \theta_{77}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^{i^*}_{t^{\Delta y^*}} \\ \epsilon_t^{\Delta y^*}_{t^{\Delta p^*}} \\ \epsilon_t^{\Delta t i}_{t^{\Delta p}} \\ \epsilon_t^{\Delta y}_{t^{\Delta p}} \\ \epsilon_t^{\Delta p}_{t^{\Delta p}} \end{bmatrix} .$$
 (27)

Dichas restricciones, al igual que el trabajo realizado por Blanchard y Quah (1989), suponen que el efecto de largo plazo de un choque de demanda no tiene efecto alguno sobre el producto, lo que implica  $\theta_{67}(1)$ =0. Para este caso en particular, el choque estructural  $\epsilon_t^{\Delta p}$  representaría el choque de demanda doméstico. Esta restricción de largo plazo no tiene por finalidad obtener a-priori un resultado predeterminado como podría pensarse pues la interpretación económica detrás de la misma no es otra que la teoría Keynesiana de las fluctuaciones

económicas. Dicha teoría indica que en el corto plazo los choques de demanda tienen impacto en el producto y en el desempleo debido a la existencia de rigideces nominales y que en el largo plazo, dado que las rigideces nominales desaparecen, los efectos de los choques de demanda también desaparecen con ellos.

El resto de las restricciones son coherentes con la realidad económica de una pequeña economía abierta como la peruana pues las variables domésticas no afectan a las de carácter externo. Además de ello, las restricciones impuestas contemplan la existencia de un gasto exógeno (independiente de cualquier choque en el largo plazo). Por último, la restricción  $\theta_{32}(1)$ =0 indica que en la economía estadounidense, por ser un país desarrollado, el efecto de un choque de oferta o de un choque de productividad sobre la inflación es nulo en el largo plazo<sup>31</sup>.

Las otras restricciones no mencionadas en el párrafo anterior fueron impuestas debido a la poca significancia de los parámetros. A continuación se presenta una prueba de validación de dichas restricciones.

\_

<sup>&</sup>lt;sup>31</sup> Asimismo, con respecto a la economía estadounidense, se asume que el efecto de un choque de política monetaria, un choque en la tasa interés de la Reserva Federal, sobre el producto no es nulo en el largo plazo. El supuesto es que, dado el desarrollo del mercado de capitales, un choque de política monetaria genera cambios en el sector de largo plazo de la curva de rendimientos, lo cual a su vez genera cambios en las inversiones de largo plazo.

Tabla 9. Coeficientes estimados del modelo SVAR: Modelo 1 (exactamente identificado) y Modelo 2 (sobreidentificado)

Dayfrantura	Modelo 1 (E	cuación 26)	Modelo 2 (Ed	Modelo 2 (Ecuación 27)		
Parámetros	Coeficiente	p-value	Coeficiente	p-value		
$\theta_{11}(1)$	2.987	0.00***	2.987	0.00***		
$\theta_{21}(1)$	-0.013	0.00***	-0.014	0.00***		
$\theta_{31}(1)$	0.003	0.00***	0.003	0.00***		
$\theta_{41}(1)$	-0.013	0.10*				
$\theta_{51}(1)$	-0.003	0.53				
$\theta_{61}(1)$	-0.009	0.00***	-0.005	0.01***		
$\theta_{71}(1)$	0.002	0.06*				
$\theta_{22}(1)$	0.018	0.00***	0.018	0.00***		
$\theta_{32}(1)$	0.000	0.78				
$\theta_{42}(1)$	-0.027	0.00***	-0.017	0.00***		
$\theta_{52}(1)$	0.003	0.56				
$\theta_{62}(1)$	-0.002	0.37				
$\theta_{72}(1)$	0.002	0.18				
$\theta_{33}(1)$	0.004	0.00***	0.004	0.00***		
$\theta_{43}(1)$	0.004	0.53				
$\theta_{53}(1)$	0.016	0.01***				
$\theta_{63}(1)$	0.013	0.00***	0.007	0.00***		
$\theta_{73}(1)$	-0.000	0.77				
$\theta_{44}(1)$	0.048	0.00***	0.051	0.00***		
$\theta_{54}(1)$	-0.002	0.68				
$\theta_{64}(1)$	0.008	0.00***	0.010	0.00***		
$\theta_{74}(1)$	-0.006	0.00***	-0.007	0.00***		
$\theta_{55}(1)$	0.038	0.00***	0.042	0.00***		
$\theta_{65}(1)$	0.010	0.00***	0.011	0.00***		
$\theta_{75}(1)$	0.003	0.01***	0.002	0.02**		
$\theta_{66}(1)$	0.010	0.00***	0.010	0.00***		
$\theta_{76}(1)$	-0.003	0.00***	-0.003	0.00***		
$\theta_{77}(1)$	0.006	0.00***	0.007	0.00***		
Test LR de		-	$\chi^2_{(10)} = 18.44$			
sobreidentificación:			(p-value			

<sup>\*</sup>Significativo al 10%, \*\* Significativo al 5%, \*\*\* Significativo al 1%.

De la Tabla 9, dado que el p-value del test de ratio de verosimilitud (LR) de sobreidentificación es 0.07, se concluye que las restricciones impuestas son válidas al 5%. Por tanto, el modelo 2 que incluye las restricciones descritas

anteriormente será el modelo a usar a fin de poder obtener la descomposición histórica de la inflación anual. Pero antes de ello, a continuación, se realiza el ejercicio de extraer las funciones impulso-respuesta acumuladas del IPC y del PBI ante los choques de demanda y los choques de oferta.

Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta y*}$ Respuesta a  $\varepsilon_t^{i*}$ Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta p*}$ .008 .004 .004 .004 .000 -.004 -.004 -.004 -.008 -.008 -.008 Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta ti}$ Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta g}$ Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta y}$ .008 .008 .008 .004 .004 .004 .000 .000 .000 -.004 -.004 -.004 Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta p}$ .008 .004 .000 -.004 -.008

Gráfico 13. Función impulso-respuesta acumulada del IPC

En el Gráfico 13, tal y como lo detallan los libros de texto de macroeconomía como Blanchard (2004), se puede apreciar que un choque de demanda positivo, como el choque de gasto público, incrementa el nivel de precios

y que un choque de oferta positivo, como el choque de oferta interno, reduce el nivel de precios. Con respecto a los choques externos, salvo el choque de los términos de intercambio, los efectos acumulados sobre el IPC desaparecen en el largo plazo; es decir, en el largo plazo, la mayor parte de los movimientos del nivel de precios obedece a choques domésticos.

Respuesta a  $\varepsilon_t^{\ i*}$ Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta y*}$ Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta p}$ \* .012 .008 .008 .008 .004 .004 .004 -.004 -.004 -.008 Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta ti}$ Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta g}$ Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta y}$ .016 .012 .012 .012 .008 .008 .004 .004 .000 -.004 -.004 -.004 Respuesta a  $\varepsilon_t^{\Delta p}$ .012 .008 004

Gráfico 14. Función impulso-respuesta acumulada del PBI

Por su parte, el Gráfico 14 muestra como un choque positivo, sea este de demanda o de oferta, incrementa el nivel del producto de la economía. Asimismo,

a diferencia del IPC, los efectos acumulados de los choques externos sobre el PBI, a excepción del choque del PBI estadounidense, persisten en el largo plazo.

## 4.4. Descomposición histórica de la inflación anual

Dado que se pretende realizar un análisis desde inicios del año 2002, el periodo base elegido para realizar la descomposición histórica es el primer trimestre del año 2001. A continuación sólo se presenta la descomposición histórica de la inflación respecto de dos tipos de choques, uno de demanda y otro de oferta. Como parte de los choques de demanda se consideró los siguientes choques:  $\varepsilon_t^{\Delta p}$ ,  $\varepsilon_t^{\Delta g}$ ,  $\varepsilon_t^{\Delta ti}$  y  $\varepsilon_t^{\Delta y*}$ , los cuales representan respectivamente un choque de demanda doméstico, un choque de gasto público, un choque de términos de intercambio y un choque de demanda externa (estos últimos considerados como choque de demanda mundial). Como parte de los choques de oferta se consideraron los siguientes:  $\varepsilon_t^{\Delta y}$ ,  $\varepsilon_t^{\Delta p*}$  y  $\varepsilon_t^{i*}$ , los cuales representan un choque de oferta doméstico, un choque de precios externos y un choque de tasa de interés externa. Respecto de esta clasificación de choques de demanda y oferta, se siguió la clasificación que comúnmente realizan los libros de texto como Blanchard (2004) al describir los modelos de demanda y oferta agregada.

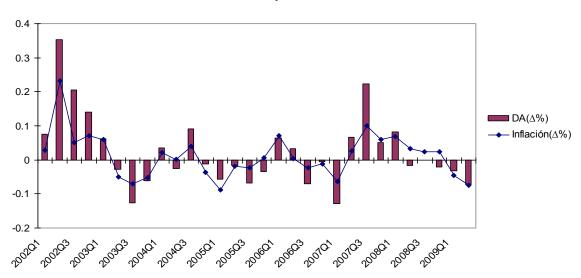
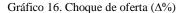
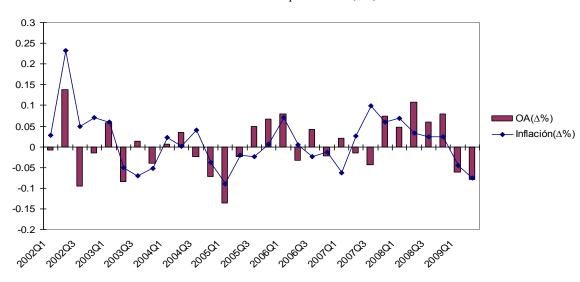


Gráfico 15. Choque de demanda ( $\Delta$ %)





De acuerdo a los Gráficos 15 y 16, se aprecia claramente que los choques de demanda, al igual que los resultados encontrados por Salas (2009), tuvieron un rol fundamental durante los primeros años de adopción del régimen de metas de inflación, en particular hasta el año 2005 a excepción del episodio ocurrido a

mediados del 2004 que coincide con el choque de oferta que afectó a la economía peruana. De allí en adelante los choques de oferta adquirieron gran relevancia hasta aproximadamente finales del año 2006. Posteriormente, a inicios del año 2007, los choques de demanda, a diferencia de lo expuesto por Salas (2009), volvieron a adquirir relevancia generando con ello el episodio inflacionario del último periodo de la muestra en el cual el nivel de inflación estuvo fuera de la meta establecida por el BCRP (2 ± 1 %). Sin embargo, el impulso y la magnitud de estos choques se vieron afectados a partir del tercer trimestre del 2008 por los acontecimientos mundiales referidos al estallido de la crisis financiera.

En cuanto a los choques de oferta, durante el último periodo inflacionario, estos jugaron un rol secundario hacia finales del 2007 para luego pasar a tener un rol importante en el segundo y tercer trimestre del 2008 cuando el precio de los commodities alcanzó su punto máximo.

En lo que respecta al último trimestre del 2008 y al primer semestre del año 2009, ambos choques, tanto el de demanda como el de oferta, lideraron las presiones anti-inflacionarias que perturbaron la economía peruana. Por el lado de los choques de oferta, el precio de los commodities descendió súbitamente y por el lado de los choques de demanda, la gran reducción de inventarios suscitó una

significativa desaceleración de la economía, cayendo la tasa de crecimiento del PBI de 9 a 1% en el año 2009.

Finalmente, los resultados muestran evidencia preliminar de cambios en la dinámica de la inflación desde el año 2005. En particular, se observa que desde el 2005 la dinámica de la inflación ha pasado de ser determinada fundamentalmente por choques de demanda a ser determinada por la evolución conjunta de los choques de demanda y de oferta que afectaron a la economía peruana.

En la Tabla 10 se presentan los resultados de la descomposición de varianza del error de predicción. Los resultados muestran que los choques de demanda explican en mayor medida los movimientos de la inflación en comparación de los choques de oferta. En el corto plazo se observa que los choques de demanda explican alrededor del 70% de los movimientos de la inflación. En el largo plazo se aprecia que los choques de demanda explican alrededor del 60% de los movimientos de la inflación.

Los resultados obtenidos permiten afirmar que el comportamiento de la inflación en el periodo de análisis se explicó en mayor medida a partir de los choques de demanda que afectaron la economía, con lo cual la hipótesis central de esta investigación no es rechazada.

Tabla 10. Descomposición de varianza de la inflación anual

Periodo	Variables originales					
	OA (%)	OA* (%)	DA (%)	DA* (%)		
1	6.00	22.75	51.95	19.30		
2	15.54	17.14	41.34	25.98		
3	14.00	17.08	40.21	28.71		
4	14.38	16.97	39.59	29.06		
8	13.32	23.94	35.89	26.84		
12	13.14	25.14	35.28	26.44		
16	13.14	25.17	35.27	26.42		
20	13.13	25.21	35.25	26.40		
24	13.13	25.22	35.25	26.40		

Un símbolo \* denota choque externo.

## 4.5. Ejercicios de robustez

A continuación a modo de validar la robustez de los resultados se realiza un ejercicio similar de la metodología aplicada a diferentes variables. Estas variables serán divididas en dos grupos. En el primer grupo se usarán distintas variables para reemplazar el IPC de la economía estadounidense tales como el índice de precios de commodities, el índice de precios externos, el índice de precios de las importaciones y el índice de precios de alimentos y bebidas. Mientras que en el segundo grupo se usarán otras variables para reemplazar el gasto público como la serie de inversión pública y la serie de inversión pública del sector público no financiero<sup>32</sup>.

<sup>&</sup>lt;sup>32</sup> Estas series han sido obtenidas del BCRP, del INEI y del FMI.

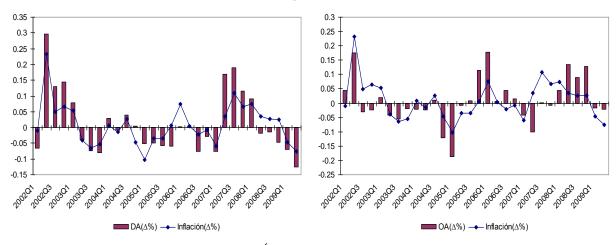
En cuanto a las variables incluidas en el primer grupo, la evolución de todas ellas fue significativamente afectada por el súbito aumento del precio de algunos commodities como el precio del barril de petróleo y otros mencionados en la cuarta sección a manera de hechos estilizados. La mayoría de estas variables, salvo el índice de precios de alimentos y bebidas, fueron incluidas debido a que estas podrían incorporar, de cierto modo, mayor información sobre el escenario externo y/o comercial que enfrentó la economía peruana durante el periodo de estudio. Respecto al índice de precios de alimentos y bebidas, el objetivo de su inclusión es analizar si una variable de precios más cercana a la economía peruana aporta información relevante en comparación con otras variables del contexto externo.

Con respecto a las dos variables que conforman el segundo grupo, ambas, en los últimos trimestres de la muestra, presentaron un aumento significativo para así contrarrestar los posibles efectos contractivos que la crisis financiera internacional podría haber causado en la economía. Estas variables fueron incluidas debido a que podrían representar mejor los impulsos de demanda del sector público.

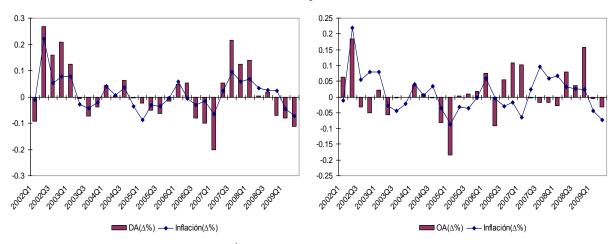
En el Gráfico 17 se presentarán los resultados gráficos de los ejercicios de robustez aplicados a las diferentes variables descritas en los párrafos anteriores.

Gráfico 17

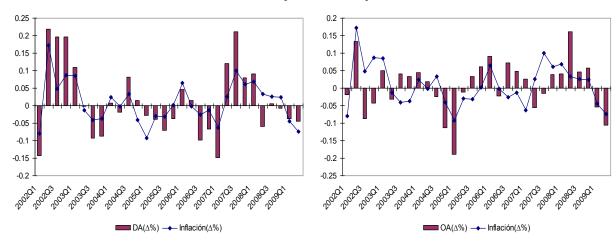
Panel A. Índice de precios de commodities



Panel B. Índice de precios externos

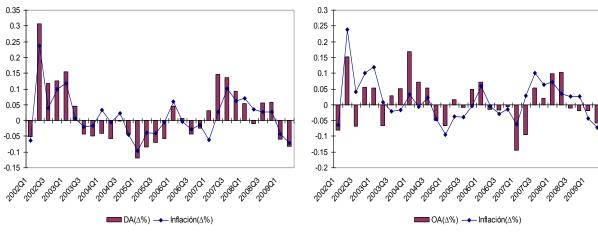


Panel C. Índice de precios de las importaciones

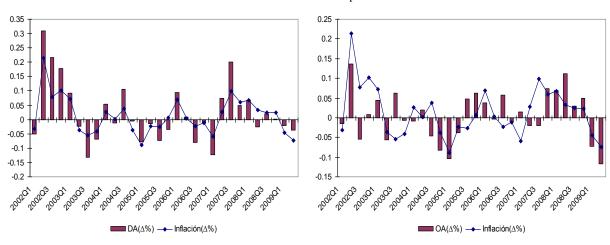


#### Gráfico 17 (continuación)

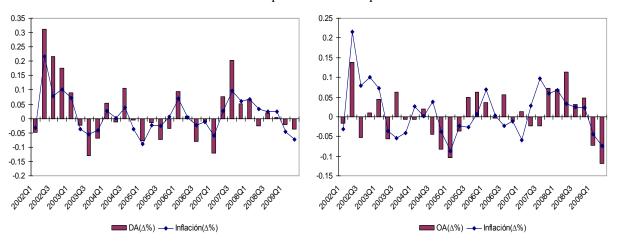
#### Panel D. Índice de precios de alimentos y bebidas



Panel E. Serie de inversión pública



Panel F. Serie de inversión pública del sector público no financiero



A partir de los resultados presentados en el Gráfico 17, se concluye que sólo la inclusión del índice de precios de alimentos y bebidas (Panel D) genera cambios significativos en las descomposiciones históricas de los choques de demanda y oferta en comparación a los resultados del primer conjunto de variables<sup>33</sup>. Respecto de la evolución y dinámica de los choques de demanda, si bien aún se observa una fuerte participación de estos en los primeros años del período de estudio, esta vez se observa claramente que los movimientos de estos choques siguen muy cerca a los cambios en el nivel de inflación anual. De un modo similar, la evolución y dinámica de los choques de oferta también presentan cambios significativos. Si bien en el año 2004 se logra apreciar un poco mejor el choque de oferta que afectó la economía, la magnitud del reciente choque de oferta se ve disminuida sin que ello deje de representar el aumento significativo del precio de algunos commodities.

En la Tabla 11 se presentan los resultados de la descomposición de varianza del error de predicción. Los resultados muestran que los choques de demanda explican en mayor medida los movimientos de la inflación en comparación de los choques de oferta. En el corto plazo se observa que los choques de demanda explican más del 70% de los movimientos de la inflación, a excepción del caso de alimentos y bebidas en cuyo caso dichos choques explican

-

<sup>&</sup>lt;sup>33</sup> La inclusión de las otras variables consideradas (paneles A, B, C, E, F) no aporta información significativa que no haya sido previamente incorporada en el análisis de la sección 4.1.

el 50%. En el largo plazo se aprecia que los choques de demanda explican el 60% de los movimientos de la inflación, pero nuevamente, la excepción es el caso de alimentos y bebidas en el cual dichos choque explican el 50%.

En síntesis, estos resultados respaldan y confirman la robustez de los resultados obtenidos con el conjunto inicial de variables. Por tanto, no es posible llegar a rechazar la hipótesis de que los choques de demanda explicaron en mayor medida el comportamiento del nivel de inflación anual durante el periodo de estudio.

En lo que respecta a futuras aproximaciones sobre el tema queda abierta la posibilidad de desarrollar un modelo teórico que incluya variables del tipo forward-looking o la posibilidad de extender el análisis a un periodo más largo hacia atrás. Con respecto a las variables utilizadas en el análisis empírico, para evitar la dificultad del efecto de un choque en los términos de intercambio, podría dividirse esta variable entre precios de las exportaciones y del barril de petróleo, donde claramente un choque en el precio de las exportaciones podría ser considerado como un choque de demanda y un choque en el precio del barril de petróleo considerarse como un choque de oferta. En cuanto a la metodología aplicada, esta podría utilizarse para distinguir la participación histórica de choques de política respecto de aquellos que no lo son. Asimismo, queda abierta la posibilidad de

realizar una comparación entre los diferentes esquemas de identificación y la posibilidad de incorporar relaciones no lineales entre las variables.

En cuanto a las recomendaciones de política económica, esta investigación muestra evidencia preliminar que existe lugar para el desarrollo de política fiscal y monetaria en el Perú pues los movimientos de la inflación dependen principalmente de componentes domésticos que deberían ser o son considerados en las decisiones de política.

Tabla 11. Descomposición de varianza de la inflación anual. Ejercicios de robustez

Periodo	Precios de commodities				Precios externos				Precios de las importaciones				Precios de alimentos y bebidas				Inversión pública				Inversión pública del SPNF			
	OA (%)	OA* (%)	DA (%)	DA* (%)	OA (%)	OA* (%)	DA (%)	DA* (%)	OA (%)	OA* (%)	DA (%)	DA* (%)	OA (%)	OA* (%)	DA (%)	DA* (%)	OA (%)	OA* (%)	DA (%)	DA* (%)	OA (%)	OA* (%)	DA (%)	DA* (%)
1	5.39	10.33	71.64	12.65	1.62	24.26	54.37	19.75	4.13	11.89	58.13	25.85	2.39	36.66	29.57	31.38	9.23	18.09	52.07	20.61	8.73	18.14	53.24	19.90
2	24.04	6.75	48.25	20.96	11.16	19.19	43.36	26.28	22.16	8.90	39.09	29.84	13.90	36.71	19.66	29.73	15.56	14.47	42.76	27.21	15.26	14.35	43.24	27.15
3	21.93	6.77	46.95	24.35	10.82	19.35	40.64	29.19	20.46	10.58	36.55	32.40	12.87	34.37	20.20	32.56	14.18	14.38	39.69	31.75	13.96	14.13	40.25	31.66
4	21.53	8.12	45.02	25.33	10.59	21.20	38.83	29.38	20.12	12.08	35.18	32.62	12.82	33.90	20.50	32.78	14.67	14.11	39.22	32.00	14.47	13.83	39.69	32.01
8	19.95	15.08	41.27	23.70	10.23	23.77	37.36	28.65	18.49	18.68	32.25	30.58	12.68	35.60	19.88	31.83	13.54	20.35	36.29	29.82	13.39	19.91	36.78	29.92
12	19.24	18.19	39.74	22.83	10.15	24.42	37.03	28.40	18.11	20.36	31.53	30.00	12.56	36.10	19.69	31.65	13.41	21.21	35.87	29.51	13.28	20.70	36.39	29.63
16	19.09	18.81	39.41	22.69	10.12	24.64	36.92	28.32	18.06	20.55	31.45	29.94	12.54	36.18	19.64	31.63	13.41	21.23	35.87	29.49	13.28	20.73	36.39	29.61
20	19.06	18.91	39.36	22.67	10.11	24.68	36.90	28.31	18.06	20.56	31.44	29.93	12.54	36.17	19.63	31.65	13.40	21.29	35.84	29.47	13.27	20.78	36.36	29.59
24	19.04	19.01	39.31	22.64	10.11	24.68	36.90	28.31	18.06	20.57	31.44	29.93	12.54	36.19	19.63	31.64	13.40	21.30	35.84	29.46	13.27	20.79	36.36	29.58

Un símbolo \* denota choque externo.

## **5. CONCLUSIONES**

El presente análisis del comportamiento del nivel de inflación, a partir de la adopción del régimen de metas de inflación en el Perú hasta mediados del año 2009, evidencia que es posible modelar de manera sencilla la estructura de la economía peruana a partir de modelos básicos cuyo objetivo sea orientar el uso de metodologías econométricas disponibles.

Con respecto a la metodología aplicada, las variables sugeridas por el modelo de demanda y oferta agregada muestran tener un comportamiento conjunto bastante aceptable. Se estimó un modelo SVAR (2) con intercepto que logra capturar y representar satisfactoriamente los hechos estilizados que explican el reciente comportamiento de la inflación anual.

En lo que respecta a los resultados, se halla que los choques de demanda explicaron en mayor medida el comportamiento reciente del nivel de inflación; con lo cual, la hipótesis del trabajo no es rechazada. En general, de acuerdo a la evidencia y/o resultados presentados se aprecia claramente que los choques de demanda, al igual que los resultados encontrados por Salas (2009), tuvieron un rol fundamental durante los primeros años de adopción del régimen de metas de

inflación, en particular hasta el año 2005 a excepción del episodio ocurrido a mediados del 2004 que coincide con el choque de oferta temporal que afectó a la economía peruana. De allí en adelante los choques de oferta adquirieron gran relevancia hasta aproximadamente finales del año 2006. Posteriormente, a inicios del año 2007 los choques de demanda, a diferencia de lo expuesto por Salas (2009), volvieron a adquirir relevancia generando con ello el episodio inflacionario del último periodo de la muestra. Sin embargo, el impulso y la magnitud de estos choques se vieron afectados en el segundo semestre del 2008 por los acontecimientos referidos al estallido de la crisis financiera. En cuanto a los choques de oferta, durante el último periodo inflacionario, estos jugaron un rol secundario hacia finales del 2007 para luego pasar a tener un rol importante en el segundo y tercer trimestre del 2008 cuando el precio de los commodities alcanzó su punto máximo. Finalmente, en lo que respecta al último trimestre del 2008 y al primer semestre del año 2009 ambos choques, tanto de demanda como de oferta. explicaron las presiones anti-inflacionarias.

Por otro lado, los ejercicios con otras variables que aproximan los choques de demanda y de oferta confirman que los choques de demanda explicaron en mayor medida el comportamiento de la inflación durante el periodo analizado; lo cual valida la robustez de los resultados obtenidos.

En lo que respecta a futuras aproximaciones sobre el tema queda abierta la posibilidad de desarrollar un modelo teórico que incluya variables del tipo *forward-looking* o la posibilidad de extender el análisis a un periodo más largo hacia atrás. Con respecto a las variables utilizadas en el análisis empírico, para evitar la dificultad del efecto de un choque en los términos de intercambio, podría dividirse esta variable entre precios de las exportaciones y del barril de petróleo, donde claramente un choque en el precio de las exportaciones podría ser considerado como un choque de demanda y un choque en el precio del barril de petróleo considerarse como un choque de oferta. En cuanto a la metodología aplicada, esta podría utilizarse para distinguir la participación histórica de choques de política respecto de aquellos que no lo son. Asimismo, queda abierta la posibilidad de realizar una comparación entre los diferentes esquemas de identificación y la posibilidad de incorporar relaciones no lineales entre las variables.

En cuanto a las recomendaciones de política económica, esta investigación muestra evidencia preliminar que existe lugar para el desarrollo de política fiscal y monetaria en el Perú pues los movimientos de la inflación dependen principalmente de componentes domésticos que deberían ser o son considerados en las decisiones de política.

# 6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AN, Lian y Wei SUN.

2008 "Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate:

The Case of Japan," International Research Journal of Finance and

Economics, No. 15.

ARMAS, Adrián y Francisco GRIPPA.

2006 "Metas de inflación en una economía dolarizada: La experiencia del Perú,"

en Armas, A., AS. Ize y Eduardo Levy Yeyati (eds), Dolarización financiera.

La agenda de política, Banco Central de Reserva del Perú.

ARMAS, Adrián, GRIPPA, Francisco y Zenón. QUISPE.

2001 "De metas monetarias a metas de inflación en una economía con

dolarización parcial: El caso peruano," Revista Estudios Económicos,

Banco Central de Reserva del Perú, No. 7.

BALL, Laurence.

2001 "Reglas de Política y Choques Externos," Documentos de Trabajo 2001-09.

Banco Central de Reserva del Perú.

BALL, Laurence y Gregory MANKIW.

1995 "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Choques," Quarterly Journal

of Economics, Vol. 110, No. 1, 161-93.

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ (BCRP).

2009 Reporte de Inflación, marzo.

Internet <a href="http://estadisticas.bcrp.gob.pe/">http://estadisticas.bcrp.gob.pe/</a> (Series estadísticas del BCRP).

BAXTER, Marianne y Robert G. KING.

1995 "Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic

Time Series," NBER Working Papers 5022, National Bureau of Economic

Research, Inc.

BERNANKE, Ben.

2006 "Energy and the Economy," Remarks before the Economic Club of Chicago,

Board of Governors of the Federal Reserve System.

BLANCHARD, Olivier

2004 *Macroeconomía 2ed.*, Madrid: Pearson Education.

BLANCHARD, Olivier J. y Danny QUAH.

1989 *"The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,"*American Economic Review 79, September 1989, 655-73.

BLANCHARD, Olivier J. and Mark W WATSON.

1986 "Are business cycles all alike?" in Robert Gordon (ed) The American business cycle: Continuity and change, Chicago: University of Chicago Press, 123-156.

BUCKLE, R., KIM, K., KIRKHAM, H., MCLELLAN, N. y J. SHARMA.

2002 "A structural VAR model of the New Zealand business cycle," Treasury
Working Paper Series No. 26, New Zealand Treasury.

CABALLERO, Ricardo, FARHI, Emmanuel y Pierre-Oliver GOURINCHAS.

2008 "Financial Crash, Commodity Prices and Global Imbalances," NBER
Working Paper No.14521.

CALDERÓN, César y Klaus SCHMIDT-HEBBLE.

2008 "What drives inflation in the World?," Documento de Trabajo 491, Banco Central de Chile.

CARRERA, César y Mahir BINICI.

"Pass-through del tipo de cambio y política monetaria: evidencia empírica de los países de la OECD," Documentos de Trabajo 2006-09, Banco Central de Reserva del Perú.

CLARIDA, R., GALÍ, J. y M. GERTLER.

1999 *"The Science of Monetary Policy,"* Journal of Economic Literature, Vol. 37, 1661-1707.

DOMAC, Ilker y Carlos Elbirt.

2004 "The main determinants of inflation in Albania," Policy Research Working Paper Series No. 1930, World Bank.

DWYER Jacqueline y Kenneth LEONG.

2001 "Changes in the determinants of inflation in Australia," Research Discussion Paper 2001-02, Reserva Bank of Australia.

ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. y J. STOCK

1996 "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," Econometrica, Vol. 64, No. 4, 813-36.

ENDERS, Walter.

2004 Applied econometric time series 2ed., New York: John Wiley & Sons, Inc.

FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (FMI).

2008 "Chapter 3: "Is Inflation Back? Commodity Prices and Inflation," World

Economic Outlook, Octubre, 83-128.

Internet <a href="http://www.imfstatistics.org/imf/">http://www.imfstatistics.org/imf/</a> (International Financial Statistics)

GALÍ, Jordi.

1992 "How well does the IS-LM model fit postwar U.S. data?," Quarterly Journal

of Economics 107, 709-738.

GRIPPA, Francisco y Guillermo FERREYROS.

2000 "Una medida de inflación subyacente para propuestas de política monetaria

en Perú," Documentos de Trabajo 2000-03, Banco Central de Reserva del

Perú.

HENDRY, David.

2001 "Modelling UK Inflation, 1875-1991", Journal of Applied Econometrics 16,

255-275.

HODRICK, Robert y Edward C. PRESCOTT.

1997 "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," Journal of

Money, Credit, and Banking, Vol. 29, No. 1, 1-16.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA (INEI)

Internet <a href="http://www1.inei.gob.pe/web/aplicaciones/siemweb/index.asp?id=003">http://www1.inei.gob.pe/web/aplicaciones/siemweb/index.asp?id=003</a>

(Información económica de INEI)

JUSELIUS, Katarina.

"Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of

Denmark," Journal of Policy Modeling, Vol. 14, No. 4, 401–428.

JUSELIUS, Mikael.

2006 "Estimating the determinants of Finnish Inflation," Discussion Paper No.

133, Helsinki Center of Economic Research.

KIM, Byung-Yeon.

2001 "Determinants of Inflation in Poland: A Structural Cointegration Approach,"

BOFIT Discussion Papers 2001-16, Bank of Finland.

KIM, Soyoung.

2003

"Monetary policy, foreign exchange intervention, and the exchange rate in a unifying framework," Journal of International Economics, Vol. 60, No. 2, 355-386.

KIM, Soyoung y Nouriel, ROUBINI.

2000

"Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach," Journal of Monetary Economics, Vol. 45, No. 3, 561-586.

LEHEYDA, Nina.

2005

"Determinants of Inflation in Ukraine: A Cointegration Approach," Centre for Doctoral Studies in Economics and Management, University of Manheim, Mimeo.

LEIDERMAN, L., MAINO, R. y E. PARRADO.

2006

"Metas de inflación en economías dolarizadas," en Armas, A., AS. Ize y E. Levy Yeyati (eds) Dolarización financiera. La agenda de política, Banco Central de Reserva del Perú.

LUQUE, Javier y Marco VEGA.

2003 "Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer

proyecciones: Algunas consideraciones," Revista Estudios Económicos,

Banco Central de Reserva del Perú. No. 10.

LÜTKEPOHL, Helmut.

2005 New introduction to multiple time series analysis, Berlin: Springer-Verlag.

MENDOZA, Waldo y Karl MELGAREJO.

2008 "La efectividad de la política fiscal en el Perú: 1980-2006," Documento de

Trabajo No. 262, PUCP.

MENDOZA, Waldo y Pedro HERRERA.

2004 "Precios y nivel de actividad económica en una economía abierta: la oferta

y la demanda agregada con tipo de cambio flexible," Documento de

Trabajo No. 233, PUCP.

MIO, Hitoshi.

2002 "Identifying Aggregate Demand and Aggregate Supply Components of

Inflation Rate: A Structural Vector Autoregression Analysis for Japan.

Monetary and economic studies," Bank of Japan, Vol. 20, No. 1, 33-56.

OTERO, Jesús y Manuel RAMÍREZ.

2002

"On the determinants of the inflation rate in Colombia: a disequilibrium market approach," Borradores de Investigación No. 003296, Universidad del Rosario.

QUAH, Danny y Shaun VAHEY.

1995

"Measuring Core Inflation," Bank of England working papers 31, Bank of England.

SALAS, Jorge.

2009

"¿Qué explica las fluctuaciones de la inflación en el Perú en el periodo 2002 – 2008? Evidencia de un análisis VAR estructural," Revista Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú, No. 16, 9-36.

SHAPIRO, Matthew D. y Mark W. WATSON.

1988 "Sources of business cycle fluctuations," in NBER Macroeconomics Annual 1988, Vol. 3, 111-156.

SIMS, Christopher.

1980 "Macroeconomics and Reality," Econometrica, Vol. 51, No. 1, 1-48.

SURREY, M. J. C.

1989 "Money, Commodity Prices and Inflation: Some Simple Tests," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 51, No. 3, 219–238.

SVENSON, Lars.

1998 "Open-Economy Inflation Targeting," Journal of International Economics, Vol. 50, 155–183.

VALDIVIA SOUZA PEIXOTO, Luis y Lucy VALLEJOS MEDINA.

2000 "Inflación subyacente en el Perú," Documento de trabajo 2000-2, Banco Central de Reserva del Perú.

VEGA, M., BIGIO, S., FLORIAN, D., LLOSA, G., MILLER, S., RAMÍREZ, N., RODRÍGUEZ, D., SALAS, J. y D. WINKELREID.

"Un modelo Semi-estructural de proyección para la economía peruana,"
 Revista Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú, No. 17,
 51-83.

VEGA, Marco y Diego WINKELREID.

2006 "¿Cambia la Inflación Cuando los Países Adoptan Metas Explícitas de Inflación?," Documentos de Trabajo 2006-01, Banco Central de Reserva

del Perú.

## 7. ANEXOS

### 7.1. Derivación de la demanda agregada

i) Reemplazando la tasa de interés real (2) y el tipo de cambio real (3) en la ecuación de la IS (1), se obtiene, agrupando términos, la siguiente expresión:

$$y = \alpha_1 g - \alpha_2 i + \alpha_2 E[p|\Omega] - (\alpha_2 + \alpha_3) p + \alpha_3 e + \alpha_3 p^* + \alpha_4 y^* + \alpha_5 ti;$$
 (1a)

ii) Reemplazando la paridad descubierta de tasas de interés (4) en (1a), se obtiene:

$$y = \alpha_{3}\beta_{1}E[e|\Omega] + \alpha_{2}E[p|\Omega] + \alpha_{3}\beta_{3}i^{*} + (\alpha_{5} - \alpha_{3}\beta_{4})ti + \alpha_{1}g + \alpha_{3}p^{*} + \alpha_{4}y^{*} - (\alpha_{2} + \alpha_{3}\beta_{2})i - (\alpha_{2} + \alpha_{3})p;$$
(1b)

iii) Finalmente, reemplazando la regla de Taylor (5) en (1b) obtenemos la función de demanda agregada de la economía:

$$\begin{split} &[1 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_2] y + [\alpha_2 + \alpha_3 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_1] p = \alpha_3 \beta_1 E[e|\Omega] + \alpha_2 E[p|\Omega] - (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_0 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_1 p^m + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_2 y^p + (\alpha_5 - \alpha_3 \beta_4) ti + \alpha_3 \beta_3 i^* + \alpha_3 p^* + \alpha_4 y^* + \alpha_1 g \;, \end{split}$$

de donde la expresión final de la demanda agregada, definiendo los términos que no dependen de variables aleatorias por una constante (c<sub>1</sub>), sería la siguiente:

$$[1 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_2] y + [\alpha_2 + \alpha_3 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_1] p = c_1 + (\alpha_5 - \alpha_3 \beta_4) ti + \alpha_3 \beta_3 i^* + \alpha_3 p^* + \alpha_4 y^* + \alpha_1 g$$
(DA)

De esta ecuación que representa a la demanda agregada es fácilmente apreciable que esta incorpora una relación inversa entre el nivel de precios y de producto, de modo que su pendiente será negativa respecto al producto en el plano (y, p).

### 7.2. Derivación de la oferta agregada

i) Reemplazando la paridad descubierta de tasas en la ecuación del nivel de precios (6):

$$p = \delta_1 \beta_1 E[e|\Omega] + \delta_1 \beta_3 i^* + \delta_1 \beta_4 t i + \delta_2 p^* + \delta_3 y - \delta_3 y^p - \delta_1 \beta_2 i ; \qquad (2a)$$

ii) Reemplazando la regla de Taylor (3) en la nueva expresión del nivel de precios:

$$(1+\delta_1\beta_2\gamma_1)p-(\delta_3-\delta_1\beta_2\gamma_2)y=\delta_1\beta_1E[e|\Omega]-\delta_1\beta_2\gamma_0+\delta_1\beta_2\gamma_1p^m+(\delta_1\beta_2\gamma_2-\delta_3)y^p+\delta_1\beta_3i^*-\delta_1\beta_4ti+\delta_2p^*\;,$$

(2b)

de donde la expresión final para la oferta agregada, definiendo los términos que no depende de variables aleatorias por una constante (c<sub>2</sub>), quedaría de la siguiente forma:

$$(1 + \delta_1 \beta_2 \gamma_1) p - (\delta_3 - \delta_1 \beta_2 \gamma_2) y = c_2 + \delta_1 \beta_3 i^* - \delta_1 \beta_4 t i + \delta_2 p^*.$$
(OA)

De esta ecuación que representa la oferta agregada es evidente que presenta una relación positiva<sup>34</sup> entre el nivel del producto y el nivel de precios, por ello su pendiente será positiva en el plano (y, p).

Finalmente, agrupando las ecuaciones de la demanda y oferta agregada anteriormente en forma matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 + (\alpha_{2} + \alpha_{3}\beta_{2})\gamma_{2} & \alpha_{2} + \alpha_{3} + (\alpha_{2} + \alpha_{3}\beta_{2})\gamma_{1} \\ -(\delta_{3} - \delta_{1}\beta_{2}\gamma_{2}) & 1 + \delta_{1}\beta_{2}\gamma_{1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{1} \\ c_{2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{3}\beta_{3} & \alpha_{3} & \alpha_{5} - \alpha_{3}\beta_{4} & \alpha_{4} & \alpha_{1} \\ \delta_{1}\beta_{3} & \delta_{2} & -\delta_{1}\beta_{4} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i^{*} \\ p^{*} \\ ti \\ y^{*} \\ a \end{bmatrix},$$
(3a)

$$[A] \begin{bmatrix} y \\ p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + [B] \begin{bmatrix} i^* \\ p^* \\ ti \\ y^* \\ g \end{bmatrix} . \tag{3b}$$

Para que exista un equilibrio (y\*, p\*) es preciso que el determinante de la matriz de efectos contemporáneos "A" sea distinto de cero; es decir, es preciso que dicha matriz sea invertible:

$$|A| = \begin{vmatrix} 1 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_2 & \alpha_2 + \alpha_3 + (\alpha_2 + \alpha_3 \beta_2) \gamma_1 \\ -(\delta_3 - \delta_1 \beta_2 \gamma_2) & 1 + \delta_1 \beta_2 \gamma_1 \end{vmatrix} \neq 0.$$
 (3c)

 $<sup>^{34}</sup>$  Debido a que las elasticidades se encuentran en el intervalo [0,1]:  $\delta_3>\delta_1\beta_2\gamma_2$