

Doble Aguinaldo e Inflación en Bolivia

RESUMEN

El presente trabajo de investigación busca contribuir al debate de los efectos de la medida del Doble Aguinaldo implementada por el gobierno de turno en torno a la inflación en Bolivia durante los años 2013 – 2015 mediante la estimación de un modelo de inflación de Mínimos Cuadrados Ordinarios con la inclusión de una variable dicotómica que capture los meses en los que se pagó el beneficio. En una segunda etapa, se utilizará el análisis de causalidad de Granger y la estimación de un modelo de Vector de Corrección de Errores para analizar el efecto de corto y largo plazo del traspaso de los costos laborales a la inflación. Los resultados sugieren que el efecto del Doble Aguinaldo en los meses en los que se efectuó el pago no ha resultado significativa, y en el muy corto plazo no existe un efecto de traspaso de los costos laborales unitarios a los precios. Sin embargo, se encuentra que los salarios si pueden predecir el comportamiento de la inflación, y que existe una relación de largo plazo entre ambos.

Palabras clave: Doble Aguinaldo, Inflación, Causalidad de Granger, Cointegración, modelos VEC

I. INTRODUCCIÓN

Existe una amplia literatura económica que ha estudiado por varias décadas la relación dinámica que existe entre los precios de los bienes finales y los cambios en los precios de los costos de producción. Esta relación ha sido modelada de varias formas a partir de la tan conocida curva de Philips, que en su versión inicial relacionó como cambios en los salarios nominales afectan a la tasa de inflación.

Esta discusión ha cobrado recientemente importancia en Bolivia con la implementación del Decreto Supremo 1802, que otorga un catorceavo salario a los trabajadores del sector público y privado formal de manera anual cada vez que el Producto Interno Bruto supere un crecimiento del 4,5%.

Esta medida, mejor conocida como el Doble Aguinaldo “Esfuerzo por Bolivia”, es una medida redistributiva del ingreso implementada por el gobierno en noviembre del 2013 con el objeto de mejorar la calidad de vida de los trabajadores a fin de reconocer su contribución al crecimiento económico del país y promover mayor eficiencia en el desarrollo de sus funciones.

El Doble Aguinaldo ha sido muy controvertida porque fue aplaudida por muchos sectores y rechazada por varios otros¹, generando un debate entre analistas y autoridades de gobierno con diferentes opiniones acerca de los efectos de la misma; no obstante, dado el corto periodo de aplicación de la medida, aún no existen investigaciones o estudios que contribuyan a resolver este debate.

La discusión de los efectos del Doble Aguinaldo es bastante extenso e involucra variables tanto económicas como sociales; no obstante, para los propósitos de esta investigación se analizará aquellos efectos en torno a la inflación.

¹ Los sectores que rechazaron la medida fueron las Pequeñas y Medianas Empresas (PYMES), productores de soya, arroz, caña, el Transporte Pesado, Avicultores, Pequeña Industria y Artesanía (CADEPIA), la Confederación de Empresarios Privados de Bolivia (CEPB), La Cámara Agropecuaria del Oriente (CAO), la Cámara Nacional de Comercio, La Cámara de Industria y Comercio del Norte (CAINCO), la Cámara de Exportadores, Logística y Promoción de Inversiones de Santa Cruz (CADEX)) al afirmar que no tienen la capacidad para cubrir el pago, mientras que los sectores que estuvieron a favor fueron las Centrales Obreras Departamentales, La Confederación de Trabajadores de Educación Urbana y la Central Obrera Boliviana (COB).

La investigación está estructurada de la siguiente manera: en una segunda parte se presenta un breve resumen de las teorías que explican la inflación, para continuar con la revisión de la evidencia empírica de la relación entre inflación y variación de salarios. En una tercera parte, se expone al doble aguinaldo como medida de redistribución del ingreso y se realiza un análisis estadístico descriptivo de la inflación reciente en el país y de las variables que puedan afectarla, también se expone el comportamiento de la inflación en los años 70 en el que se aplicó una medida de características parecidas. En una cuarta parte se expone la metodología utilizada en la investigación. La quinta parte está reservada para los resultados. Finalmente, en la sexta sección se exponen las conclusiones.

II. Revisión de la Literatura

Siguiendo a Evia y Mendez (2008), la explicación del origen del alza continua y persistente del nivel de precios, conocida como el fenómeno de la inflación, ha sido ampliamente desarrollada por diferentes escuelas de pensamiento económico, y la misma puede ser clasificada en tres grandes enfoques teóricos que explican el por qué los precios se incrementan en una economía: las teorías de inflación desde el lado de la demanda, las teorías de inflación desde el lado de la oferta y mixtas.

Bajo el enfoque de la inflación por el lado de la demanda, el incremento sostenido y continuo de precios se debe a su vez a incrementos igualmente sostenidos y continuos de la demanda agregada, en una situación en la que la oferta agregada se ve imposibilitada de crecer al mismo ritmo que la demanda. De esta forma, el incremento de precios aparece como una consecuencia de excesos de demanda en los mercados. Existen dos explicaciones desde este punto de vista, uno desde el lado monetario y otro desde el keynesiano.

El enfoque monetario podría considerarse la versión más antigua que explica el origen del incremento de precios en una economía. El punto de partida de este enfoque es la conocida teoría cuantitativa del dinero, que sostiene que el incremento de precios se explica por un incremento proporcional en la cantidad de dinero, suponiendo el pleno empleo de los factores de producción.

La teoría keynesiana también realizó aportes importantes en la explicación de la inflación. La inflación se da cuando los agentes económicos cambian la preferencia de liquidez por motivo transaccional y reducen su tenencia de activos por motivo especulativo, que al estar ante una situación en la que no aumenta la oferta, incrementa los precios. De esta manera, es posible que la demanda de bienes y servicios suba sin que se produzca un aumento de la cantidad de dinero como sugerían los clásicos. Otra explicación del lado keynesiano se da cuando el gasto público o privado supere la disponibilidad de bienes y servicios de la economía.

Por su parte, la inflación por el lado de la oferta se da cuando existe un incremento continuo y sostenido en los costos de producción, como ser tasas de interés, depreciación o devaluación del tipo de cambio o un incremento en el precio de los insumos que luego se transfiere a los precios.

El mercado de trabajo se considera el más representativo del mercado de factores, por lo que las teorías de oferta se han concentrado principalmente en la explicación de la inflación originada por variaciones en el costo de la mano de obra.

La manera tradicional que se ha utilizado en la teoría económica para establecer la relación entre los costos de producción y la inflación ha sido la Curva de Phillips desarrollada originalmente por A. Phillips en la década de los 60.

La Curva de Phillips sufrió varias transformaciones a lo largo del tiempo a medida que la realidad económica no se ajustaba a sus planteamientos. Es así que puede identificarse cuatro momentos de la curva de Phillips: El primero que relaciona la tasa de crecimiento de salarios con el desempleo, el segundo que introduce expectativas adaptativas a la curva de Phillips, el tercero que introduce expectativas racionales y el cuarto que introduce rigidez de precios. Los tres momentos conducen a distintas conclusiones en el manejo de la política económica.

- **Evidencia Empírica**

Esta relación teórica ha sido empíricamente estudiada por una vasta cantidad de investigaciones a nivel internacional; al respecto, muchos trabajos se han realizado,

especialmente para el caso de la economía estadounidense, para probar si la anterior afirmación se cumplía en la realidad, donde en la mayoría de los casos los resultados obtenidos mostraron que la relación no iba de salarios a precios, si no a la inversa, de precios a salarios; no obstante, el mismo dependía del tipo de variables que se utilizaba y de los periodos de estudio.

Barth y Bennett (1975) fueron los primeros en realizar este tipo de análisis, utilizando el IPC y el IPM como medidas de índice de precios y la remuneración por hora como medida de salarios para datos trimestrales desde 1947 hasta 1970. Para determinar si el comportamiento de los salarios ayudaba a predecir el comportamiento futuro de la inflación utilizaron el análisis de causalidad de Granger, que les dio como resultado la existencia de causalidad de precios a salarios y no de salarios a precios como suponía la escuela keynesiana.

Más adelante, Shannon y Wallace (1985) utilizaron la misma metodología, pero en lugar de tomar la remuneración por hora como medida de salarios optaron por los costos laborales unitarios, lo que justificaron afirmando que incrementos de los salarios que reflejan incrementos en la productividad no elevan la inflación. Los costos laborales unitarios lo relacionaron con el IPC y el Deflactor del PIB, lo que les dio como resultado que cuando se usa el deflactor como medida de inflación, cambios en el costo unitario del trabajo conducen a cambios en la inflación y no a la inversa, pero cuando se usa el IPC, hay una evidencia débil de que los precios conducen a variaciones en los salarios, pero no hay evidencia alguna de que los salarios conducen a cambios en precios.

Los anteriores trabajos, se enfocaron en describir la relación entre ambas variables para el corto plazo, pero no para el largo plazo, lo que pudo hacerse con los avances econométricos.

Emery y Chang (1996) analizaron si los salarios causaban en el sentido de Granger a la inflación, para posteriormente determinar si esa relación era estable en el tiempo. Como variables de índice de precios utilizaron el IPC general y el IPC núcleo y como salarios el costo laboral unitario del sector no agrícola. Los resultados

mostraron que la causalidad de salarios a inflación se daba solo si se utilizaba el IPC subyacente; sin embargo, esa causalidad desaparecía después de 1980, mientras que la causalidad de inflación y salarios se daba siempre, independientemente del tipo de variable que represente a la inflación y el periodo de análisis, por lo que la causalidad de salarios a precios no era estable en el tiempo, mientras que la causalidad de precios a salarios sí.

Palley (1999) examina la relación entre precios y salarios utilizando el análisis de la causalidad de Granger y diferentes medidas de inflación de precios (variación anualizada del IPC, IPP e Inflación núcleo) con 3, 6, 12 y 18 rezagos desde enero de 1964 hasta diciembre de 1997. La principal innovación de este trabajo es el uso de datos mensuales debido al problema que origina el uso de datos trimestrales y el uso del salario nominal bruto de los trabajadores no jerárquicos que agrupan al 80% del total de trabajadores debido al problema que ocasiona el uso de costos laborales unitarios. Como resultado obtuvieron que no hay una única relación entre precios y salarios, y que la misma varía según el ciclo económico.

Los trabajos anteriores utilizan el análisis de causalidad de Granger para determinar si existe un contenido predictivo entre las variables; no obstante, no miden la magnitud de esa causalidad. En su trabajo más reciente, Mehra (2000) utiliza los coeficientes de los rezagos del crecimiento de salarios al predecir la inflación en una ecuación de precios de largo plazo. Los resultados obtenidos muestran que en el largo plazo solo durante periodos de elevada inflación las firmas transfieren el incremento de los salarios a los precios. Por otro lado, en el corto plazo se determina una bi-causalidad entre inflación y crecimiento de los salarios; no obstante, el tamaño de la causalidad de salarios a inflación es cuantitativamente modesto y transitorio, mientras que la de inflación a salarios no es elevado y permanente.

Castro, Cruz y Ortega (2014) utilizan un modelo de vectores autoregresivos con corrección de errores con datos del crecimiento promedio de los salarios y del IPC para datos trimestrales desde 1964 hasta 2013. Observan que existe una relación negativa entre el crecimiento del salario y la inflación, donde la inflación depende más del crecimiento del salario de lo que el salario depende de la inflación en el

largo plazo. Aplicando el análisis impulso respuesta de la inflación sobre el crecimiento de los salarios y de los salarios sobre la inflación, se ve que los salarios tienen un impacto negativo sobre la inflación, mientras que la inflación tiene un impacto positivo los primeros años de estudio y luego casi nulo.

Finalmente, en uno de los trabajos más recientes, Peneva y Rudd (2015) evidenciaron que el *pass - through* entre salarios e inflación ha caído las últimas décadas y los últimos años no ha tenido un efecto significativo. El aporte de este trabajo es el uso de un modelo VAR para calibrar el *pass - through* y examinar si el mismo ha cambiado a lo largo del tiempo y en qué grado.

Dicho lo anterior, se observa que en la mayoría de la evidencia empírica, los precios son los que determinan los salarios y no al revés; no obstante, no se descarta que en algunos casos esto ocurra. Esto ocurrirá en la medida en que los salarios reaccionen más rápido que los precios según la fase del ciclo económico en el que se encuentre la economía.

La evidencia empírica sugiere que no hay razón para creer que un incremento en los salarios (medido como remuneraciones o costos laborales unitarios) cause necesariamente a la inflación, de hecho, es más frecuente que la inflación cause incrementos en los salarios.

III. Análisis Descriptivo

3.1. El doble aguinaldo como parte de la política de redistribución del ingreso

Es bien sabido que el mercado es el mejor asignador de recursos, pero no el mejor cuando se habla de la distribución de la renta y la riqueza, es por esta razón que los gobiernos, a través del manejo de políticas públicas, intervienen los mercados para mejorarla (Cuadrado, 2010).

En Bolivia el gobierno actual ha venido implementando diferentes medidas en busca de mejorar la distribución de la renta, entre las que se encuentran programas de subsidios, transferencias mediante bonos, incrementos salariales sostenidos, etc.

Una de las últimas medidas efectuadas por el gobierno fue la implementación de un segundo aguinaldo mediante la aprobación del Decreto Supremo 1802 en noviembre del 2013. El mismo ordenó el pago de un segundo aguinaldo “Esfuerzo por Bolivia” en diciembre de cada año a trabajadores activos de los sectores público y privado siempre que el crecimiento anual del Producto Interno Bruto (PIB) supere el 4,5%.

Esta medida busca mejorar la distribución de los ingresos entre bolivianas y bolivianos reconociendo la contribución y participación de las trabajadoras y trabajadores del Estado Plurinacional de Bolivia al crecimiento de la actividad económica interna y mejorando sus condiciones de vida para que así estos sean más eficientes en el desarrollo de sus funciones.

3.2. Una Mirada Retrospectiva al Segundo Aguinaldo: Aguinaldo de Fiestas patrias

La medida del Doble Aguinaldo denominado esfuerzo por Bolivia fue una política que sorprendió a los agentes económicos, no solamente por la importancia de los recursos que fueron transferidos en favor de los trabajadores formales, sino también por la forma en la que fue implementada.

El segundo aguinaldo es una medida poco usual en países de la región; sin embargo, no es la primera vez que se ha dado una medida de esta naturaleza en el país. Mediante el Decreto Supremo 10965, durante el gobierno de Banzer, en Bolivia se implementó el Aguinaldo de Fiestas patrias. Esta medida consistió en compensar a la población por las políticas económicas de estabilización monetaria dictadas por el gobierno de aquel entonces.

El Decreto tuvo vigencia desde 1973 hasta 1985, y establecía que cada 30 de julio debía efectuarse el pago de este 14avo sueldo. A diferencia del aguinaldo “Esfuerzo por Bolivia”, el “Aguinaldo de Fiestas Patrias” se efectuaba cada año sin condiciones y se incluía también a los jubilados en el pago.

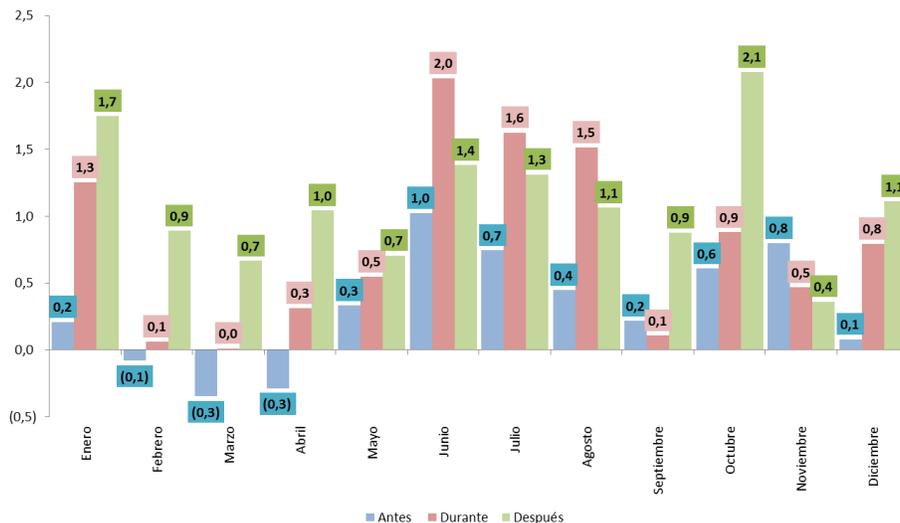
Cuadro 1: Diferencias y Similitudes entre el Aguinaldo de Fiestas Patrias y el Aguinaldo Esfuerzo por Bolivia

	Aguinaldo de Fiestas Patrias	Aguinaldo Esfuerzo por Bolivia
Diferencias		
Objetivo de la medida	Reponer el poder adquisitivo de los salarios por efectos de los planes de estabilización monetaria	Redistribución del ingreso
Condicionabilidad	No existía	Crecimiento superior al 4,5%
Periodo de Pago	Julio	Diciembre
Cobertura	sector activo formal y pasivo	sector activo formal
Similitudes		
Monto del pago	Idéntico al Aguinaldo	

A pesar de las diferencias, el Aguinaldo de Fiestas Patrias presenta una característica común con el Aguinaldo Esfuerzo por Bolivia al ser un pago anual adicional al tradicional aguinaldo de fin de año. En este sentido, resulta interesante para los propósitos de este documento describir los efectos que tuvo esa medida en la inflación durante los años que estuvo vigente.

Para esto se comparará la mediana de la inflación mensual del IPC tomando intervalos de 5 años que comprenden los periodos: antes (1967 – 1972), durante (1973 – 1978) y después (1986 – 1991) de la vigencia del Aguinaldo de Fiestas Patrias. No se toma el periodo 1979-1985 dado que durante el mismo se produjo la conocida hiperinflación boliviana, la cual distorsionaría las conclusiones.

Gráfico 1: Análisis Comparativo de Mediana de Inflación Mensual Antes, Durante y Después del Aguinaldo de Fiestas Patrias, 1967 - 1991 (En Porcentaje)



Se observa que durante los meses de junio, julio y agosto, la inflación mensual durante el periodo de vigencia del Aguinaldo de fiestas Patrias en promedio superó a la registrada antes y después de la implementación del mismo, lo que vendría a ser un indicio de que la medida afectó el comportamiento de la inflación durante sus años de vigencia.

Según los datos observados, los precios de la economía se ajustan con un mes de antelación al pago del aguinaldo y el efecto inflación se mantiene un mes después de que se realiza dicho pago, lo que muestra que su efecto se distribuye en un trimestre cada año.

3.3. Comportamiento reciente de la Inflación

En este apartado se realiza un análisis descriptivo del comportamiento de la inflación durante los años de vigencia del segundo aguinaldo en comparación a años precedentes. Se considera el periodo de análisis del impacto del segundo aguinaldo desde noviembre del 2013 hasta marzo del 2016.

El periodo de pago del segundo aguinaldo abarcó entre uno a cuatro meses (diciembre a marzo), según el año. En su generalidad el sector público lo realizó durante el mes de diciembre, mientras que el sector privado ha solicitado una prórroga para el pago de este beneficio hasta el mes de febrero de 2014 en 2013 y marzo de 2016 en 2015².

Respecto a la primera ampliación, esta se la hizo de manera generalizada para todo el sector privado formal; no obstante, para la segunda ampliación, según Decreto Supremo 2631 de diciembre del 2015, esta se otorgó a las empresas que lo solicitaron previo cumplimiento de los requisitos establecidos por norma.

Dicho lo anterior, y considerando el impacto rezagado que pudo tener la medida en los meses posteriores a su pago, se analiza la inflación trimestral durante los meses

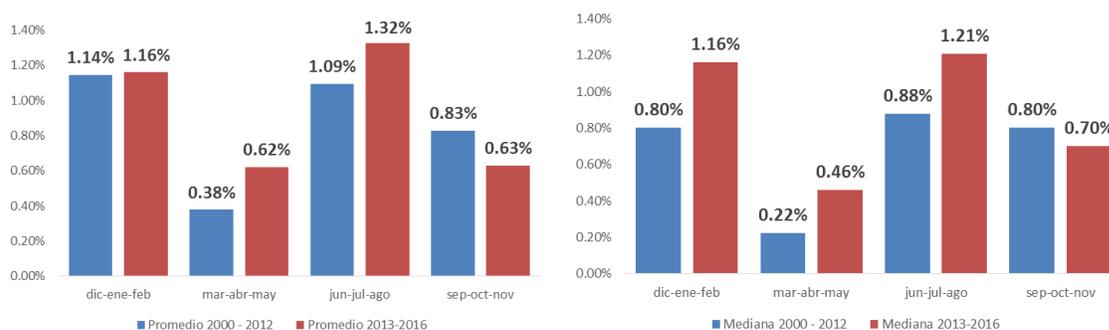
² Según el Ministerio de Trabajo, Empleo y Previsión Social, solo 193 empresas acudieron a esta ampliación, representando el 0,7% del total de empresas registradas a nivel nacional

de diciembre, enero y febrero y se la compara con trimestres consecutivos anterior y posterior al periodo de análisis.

El gráfico 2 muestra la variación del IPC trimestral comparando los meses correspondientes al pago del doble aguinaldo respecto a un periodo de tiempo previo suficientemente mayor que abarca los años 2000 al 2012; no obstante, vale la pena mencionar que si recortamos el periodo anterior a un número de años similar al del periodo en el que se efectuó el doble aguinaldo (2009 – 2012), los resultados no cambian (ver anexos 1).

Se observa que la tasa de inflación mensual promedio en el periodo del doble aguinaldo fue de 1,16%, ligeramente por encima del promedio histórico de 1,14%, no encontrándose diferencias significativas. En cambio si utilizamos como medida de posición central la mediana, observamos que la inflación media en el primer periodo antes mencionado fue considerablemente mayor que en el segundo.

Gráfico 2: Inflación Trimestral Promedio, 2000 – 2016
(En porcentaje)

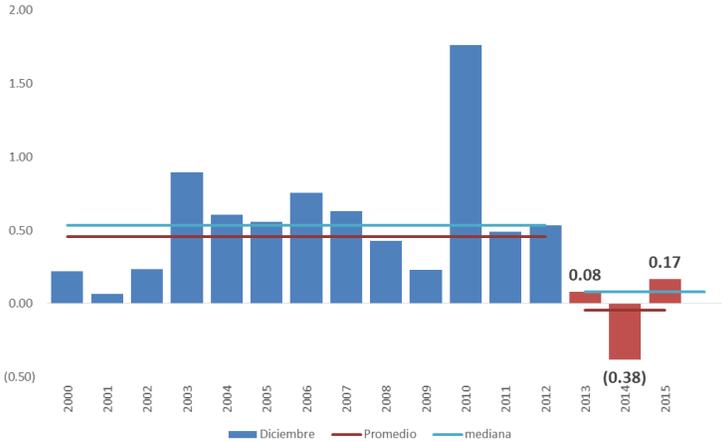


Se debe considerar que en las gestiones 2013 y 2014, durante mediados de año, la inflación subió estacionalmente por la menor oferta de alimentos y por los efectos climatológicos que generaron presiones de oferta en algunos productos alimenticios, principalmente la papa, el pollo y el tomate, que afectaron el comportamiento de la inflación total de la economía, resultando prematuro querer atribuir todo el incremento de la inflación de los meses de diciembre, enero y febrero al doble aguinaldo, puesto que los dos trimestres siguientes también mostraron

mayores tasas de inflación respecto a su histórico, por lo que estos resultados no son concluyentes.

Observando más detalladamente el comportamiento de la inflación del mes de diciembre, dado que el pago del Doble Aguinaldo se lo llevó a cabo principalmente durante ese mes, se observa que en promedio la inflación en diciembre fue mucho menor durante el periodo del Doble Aguinaldo que años previos a esta medida, lo que implicaría al menos que el Doble Aguinaldo no afectó significativamente el nivel de precios.

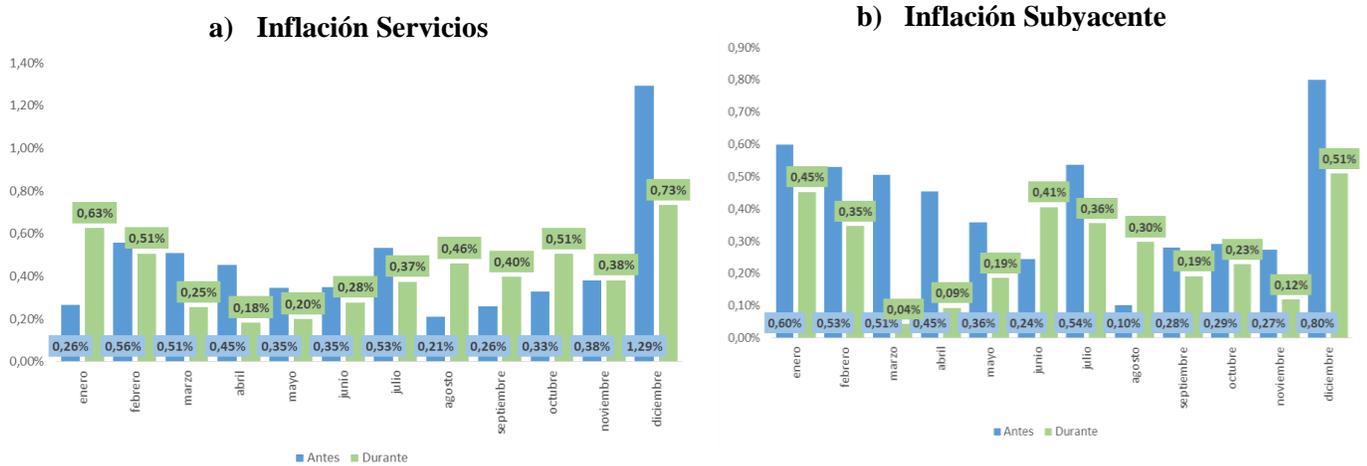
Gráfico 3: Inflación Mensual del mes de Diciembre, 2000 – 2015
(En porcentaje)



Si se compara el comportamiento de la inflación de servicios y subyacente mensual promedio durante un periodo anterior al del doble aguinaldo, con el comportamiento de la inflación mensual promedio observada durante el periodo del doble aguinaldo, se observa que para el caso del IPC servicios, solo durante los meses de enero, agosto, septiembre y octubre la inflación fue superior durante el Doble Aguinaldo comparada con un periodo anterior, mientras que en el caso de la inflación subyacente, solo en los meses de junio y agosto ocurrió esto.

Gráfico 4: Análisis Comparativo del Promedio de Indicadores de Inflación Antes y Durante el Doble Aguinaldo, noviembre 2009 – agosto 2016

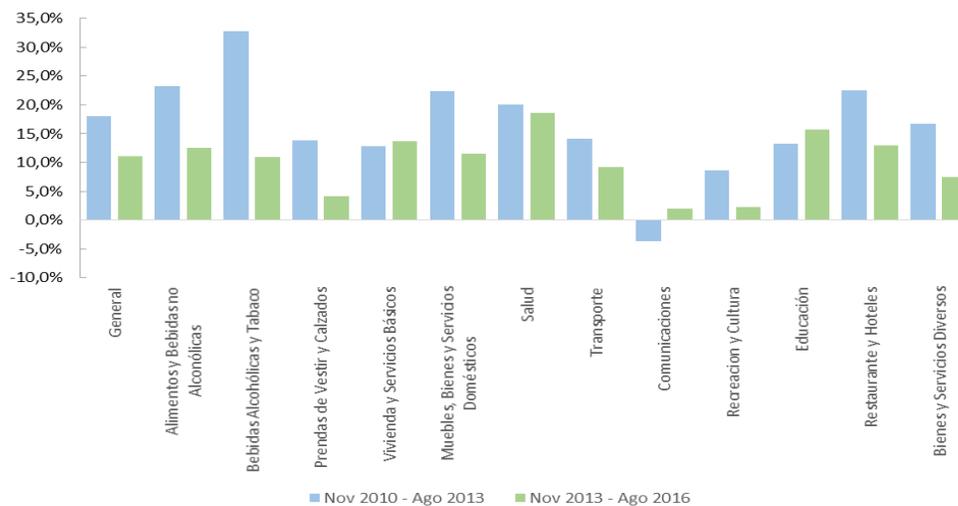
(En Porcentaje)



Comparando la inflación acumulada por divisiones del IPC durante el periodo de vigencia del Doble Aguinaldo y el periodo anterior, se observa que solo en las divisiones de vivienda y servicios básicos, comunicaciones y educación, la inflación durante el periodo del doble aguinaldo superó a la del periodo anterior.

Gráfico 5: Inflación Acumulada del IPC Noviembre 2010 - Agosto 2013 Vs Inflación del IPC Acumulada Noviembre 2013 - Agosto 2016 por división

(En Porcentaje)



Determinantes de la inflación en el periodo reciente

Es importante analizar el comportamiento de las variables que explican la inflación en Bolivia y que hayan podido haberse visto afectadas por el Doble Aguinaldo para así determinar de manera descriptiva si esta medida ocasionó o no un incremento persistente y generalizado de precios en la economía boliviana.

a) Cantidad de dinero

Una de las variables clave que determina la inflación es la cantidad de dinero existente en la economía, misma que puede ser capturada por varias variables, entre estas la emisión monetaria, los agregados monetarios y el excedente de encaje legal del sistema financiero o liquidez; no obstante, para fines de este trabajo se analizará la emisión monetaria como variable que capture la cantidad de dinero.

Según la teoría monetaria del enfoque que explica el origen de la inflación por el lado de la demanda, la cantidad de dinero tiene una relación directa con la inflación, por lo que es importante analizar si el Doble Aguinaldo incrementó de manera significativa la emisión monetaria, siendo necesario observar si la medida aumentó la estacionalidad de esta variable, y si el incremento en la estacionalidad afectó el comportamiento de la emisión monetaria.

En el gráfico 6 a) se evidencia que la estacionalidad de la emisión monetaria se ha incrementado durante los años en los que se pagó el Doble Aguinaldo, y en todos los casos la estacionalidad observada durante sus años de vigencia superó a la estacionalidad observada años previos a su implementación, siendo el caso más notorio el del mes de enero; no obstante, este incremento en la estacionalidad comenzó mucho antes de la aplicación del Doble Aguinaldo.

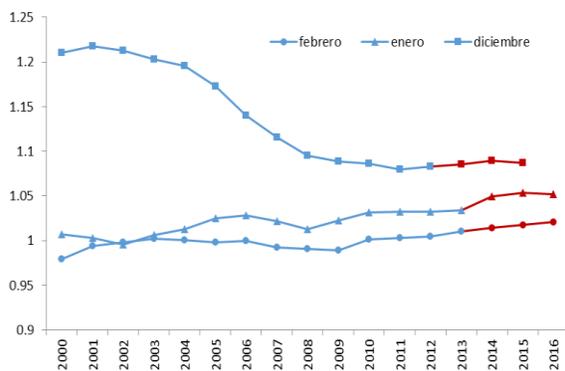
Por otro lado, si se observa el gráfico 6 b) denota que si bien la estacionalidad en esos meses se ha incrementado en los últimos años, sus tasas de crecimiento interanuales han reducido desde el año 2011.

En resumen, durante el periodo de pago de este beneficio se observó un aumento mayor de la estacionalidad especialmente en el mes de enero durante su primer

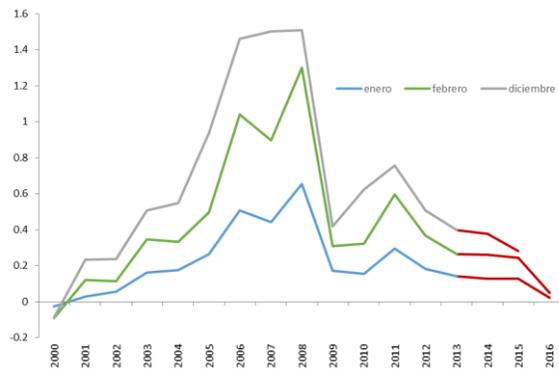
año de vigencia; sin embargo, el crecimiento de la emisión monetaria ha ido disminuyendo en términos interanuales, lo cual podría ser un primer indicio de que el Doble Aguinaldo no ha afectado a la inflación o al menos no de manera significativa.

Gráfico 6

a) Estacionalidad de la Emisión Monetaria, (2000 – 2016)



b) Emisión Monetaria, 2000 – 2016 (En tasas de crecimiento interanuales)

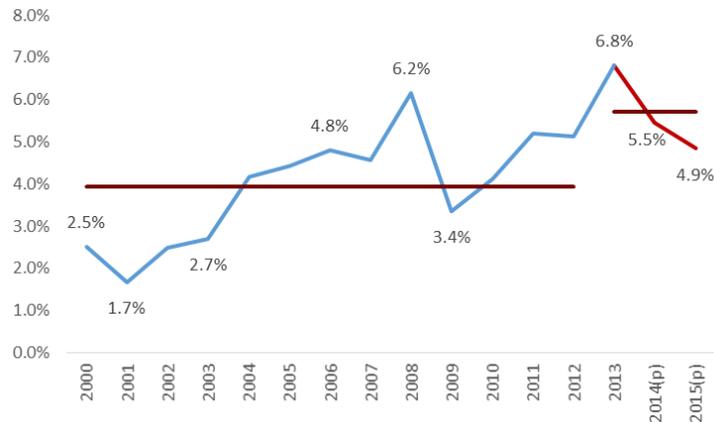


b) Crecimiento de la economía

Según el enfoque de Cambridge de la teoría monetarista del origen de la inflación, un incremento en la cantidad de dinero producirá inflación siempre y cuando la tasa de crecimiento de la oferta de dinero de la economía supere a la tasa de crecimiento de la producción; por lo tanto, una mayor producción eleva la oferta de productos puestos en los mercados, reduciendo las presiones de demanda.

El crecimiento de la economía entre 2013 y 2015 fue en promedio del 5,7%, superior al promedio del periodo de 2000 a 2012 del 3,9%, lo que puede ser un indicio de que el Doble Aguinaldo no incrementó significativamente el nivel de precios, dada la mayor producción en la economía que fue capaz de absorber la mayor demanda de bienes y servicios originada por la medida.

Gráfico 7: Crecimiento del Producto Interno Bruto, 2000 – 2015(p)
(En porcentaje)

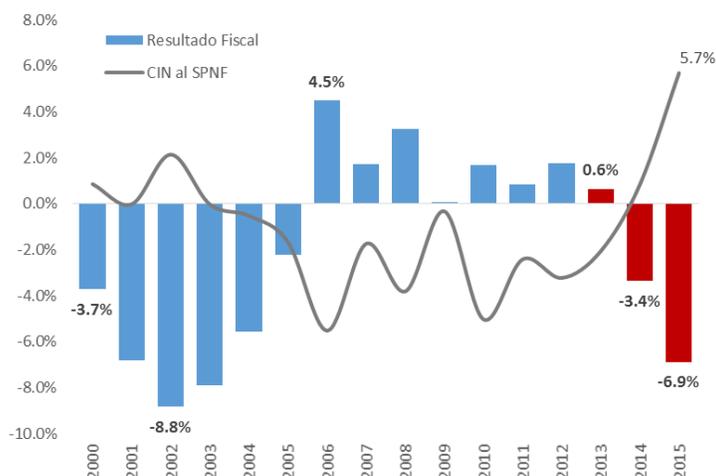


c) Resultado Fiscal

El mayor gasto de gobierno es una fuente de presión inflacionaria según el enfoque keynesiano del gasto. Considerando que el pago del segundo aguinaldo genera mayor gasto corriente del Sector Público no Financiero (SPNF) por la expansión de la partida de remuneraciones a los servidores públicos, esta podría ser otra fuente de explicación de cómo un aumento del déficit asociado al pago del Doble Aguinaldo podría aumentar las presiones de demanda sobre los precios.

En efecto entre 2014 y 2015, las cuentas públicas registraron déficits fiscales, donde si bien un componente que incrementó el gasto fue el pago del segundo aguinaldo para funcionarios público, la posición fiscal de esos años se debió al fuerte impulso que se dio a la inversión pública. Sin embargo, se debe resaltar que estos déficits fueron financiados con recursos acumulados en gestiones pasadas, donde el CIN al SPNF fue negativo, es decir se acumularon recursos en el BCB, y en el periodo 2014 – 2015 hubo uso de depósitos lo que evitó un exceso de demanda de dinero con fines de monetización de los déficits fiscales.

Gráfico 8: Resultado Fiscal, 2000 – 2015
(En porcentaje del PIB)

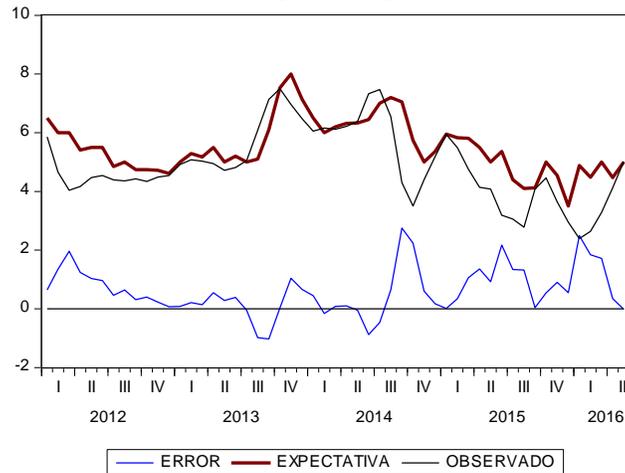


d) Expectativas de Inflación

Las expectativas de inflación a 12 meses, recolectadas de manera mensual por el Banco Central de Bolivia (BCB) a través de una encuesta dirigida a especialistas de instituciones financieras, académicos y consultores desde la gestión 2006, se han movido en la misma dirección que la tasa de inflación observada en los últimos años; sin embargo, han tendido a sobre estimar la tasa efectiva. Se destaca el periodo 2014 – 2016, donde el error de pronóstico de la inflación ha sido sistemáticamente superior luego de la implementación del segundo aguinaldo, presumiblemente a causa del mismo.

Esta desviación en las expectativas de los agentes económicos es una prueba de que en los últimos tres años, en los cuales estuvo vigente el Doble Aguinaldo, los agentes han sobreestimado la inflación, lo que es un indicio de que el Doble Aguinaldo ha afectado las expectativas de inflación de los agentes económicos hacia una mayor inflación esperada; sin embargo, esto no se reflejó en la inflación observada.

Gráfico 9: Expectativas de Inflación a 12 meses, 2012-2016
(En porcentaje)

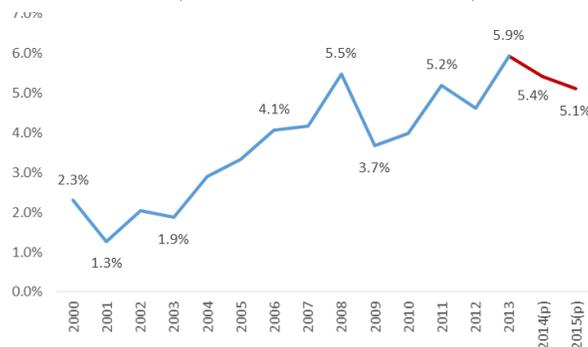


e) Crecimiento del Consumo

Puede observarse que el Doble Aguinaldo no ha acelerado la tasa de crecimiento del consumo de las familias, de hecho se observa una leve desaceleración desde el 2013, lo que es un indicio de que no hubo una presión sobre los precios por un incremento del consumo.

Este hecho estaría a favor de las teorías de consumo del ciclo vital y del ingreso permanente, que afirman que el ingreso transitorio no es el principal determinante del nivel de consumo, por lo que incrementos en el nivel de ingresos no esperados como el pago del Doble Aguinaldo, al menos durante el primer año de su implementación, no necesariamente implicarían significativos incrementos en el consumo y a través de este, presiones de demanda sobre los precios.

Gráfico 10: Crecimiento del Consumo, 2000 -2015(p)
(En tasa de crecimiento)

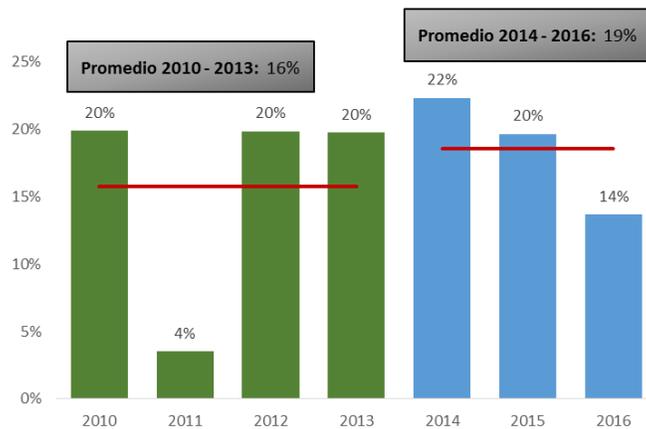


f) Ahorro del Sistema Financiero

Complementando el punto anterior, en promedio la tasa de crecimiento del ahorro financiero durante el actual periodo de vigencia del Doble Aguinaldo (19%) superó la tasa de crecimiento del mismo registrado antes de su implementación (16%). De forma paralela a la implementación del Doble Aguinaldo, el BCB incrementó las tasas de los bonos destinados a las familias, lo que habría motivado mayor ahorro financiero.

Lo anterior podría ser otro indicio de que el Doble Aguinaldo no se habría utilizado en su totalidad para realizar compras, si no que parte de éste fue ahorrado por las familias, lo que reduciría las presiones inflacionarias asociadas a mayor consumo.

Gráfico 11: Tasa de Crecimiento a 12 Meses del Ahorro Financiero Promedio (Diciembre, Enero y Febrero), 2010-2016
(En porcentaje)



IV. Metodología

Primeramente, se estimará un modelo de inflación para la economía boliviana utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) incorporando variables explicativas que la determinen. Una vez identificado el modelo que mejor especifique la inflación, se introducirá una variable dicotómica que tomará los valores de 1 en los meses en los que se efectuó el pago del Doble Aguinaldo y cero en el resto de los casos. Si la variable dicotómica introducida tiene significancia, la inflación se habrá visto afectada por el Doble Aguinaldo.

Por otro lado, es indudable que esta medida ha incrementado los costos laborales de las empresas; no obstante, no existe manera de medir directamente el efecto del incremento salarial ocasionado por Doble Aguinaldo en la inflación, pero puede determinarse indirectamente su efecto examinando si en Bolivia el comportamiento de los salarios incide en el comportamiento de la inflación y/o ayuda a predecir su comportamiento.

Para esto último se utilizarán el análisis de causalidad de Granger que determinará si incrementos en los costos laborales unitarios ayudan a predecir variaciones de los precios, y la estimación de modelos de vectores de corrección de errores (VEC), que establecerán las relaciones de corto y largo plazo entre la inflación y los costos laborales unitarios que tomará la siguiente forma:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta(w_t - w_{t-1}) + \gamma(\pi_{t-1} - a - bw_{t-1}) + \varepsilon_t$$

VARIABLES

Para la estimación del modelo MCO se emplearán datos mensuales desde junio del 2006 hasta mayo del 2016 de las variaciones porcentuales mensuales del IPC como medida de inflación, del excedente de liquidez como medida de la oferta de dinero en la economía y las variaciones de la inflación esperada mensual del IPC como medida de expectativas de inflación.

Por otro lado, para la segunda parte las variables que se utilizarán son el deflactor del PIB como indicador de inflación, los costos laborales unitarios como medida de salarios y la productividad laboral para datos trimestrales desde el primer trimestre de 1996 hasta el segundo trimestre del 2016.

Alternativamente se trabajó con el IPC, obteniéndose resultados parecidos; sin embargo, considerando que el deflactor del PIB engloba a todos los sectores económicos, por un lado, y por otro que el IPC es muy sensible al cambio en el precio de algunos productos agrícolas por su alta ponderación, se decidió trabajar con el deflactor.

Los costos laborales unitarios se calculan como el cociente entre la masa salarial y el total de empleo en número de personas. Los ingresos laborales se los obtiene de las cuentas fiscales de la partida de remuneraciones que recoge la suma de sueldos, salarios, bonos, “aguinaldos” y otros beneficios sociales de los trabajadores del sector público como variable proxy del total de salarios de la economía en virtud de que no existen estadísticas mensuales de salarios

En el caso del empleo, el INE publica estadísticas trimestrales desde el 2009 hasta el 2011, y también se cuenta con estadísticas anuales provenientes de la encuesta de hogares desde 1996 hasta 2015. Con base a esta información se ha construido una variable de empleo trimestral tanto para el cálculo de la productividad laboral como del costo laboral unitario.

Debido al comportamiento estacional que presenta la mayoría de las variables, se aplica con carácter previo a las estimaciones el método Arima X12. Así mismo, a fin de reducir la volatilidad de las series, estas son presentadas en logaritmos naturales.

V. Presentación de resultados

a) Modelo MCO para la inflación

La variación del excedente de liquidez, muestra una relación directa con la inflación en su tercer rezago, lo que significa que después de tres meses de haberse producido un incremento en el excedente de liquidez, la inflación se incrementará.

Por su parte, la variación de la inflación esperada de los agentes económicos obtenida mediante encuestas elaboradas por el BCB a personas seleccionadas, que puede ser interpretado como una formación de expectativas racional, presenta una relación directa y el mayor coeficiente del modelo, donde incrementos en 1% de la misma ocasionarían un incremento en 0,56% en la inflación; no obstante, su efecto no sería inmediato, si no que se presentaría con un rezago de cuatro meses.

$$\pi = \beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2M_{t-3} + \beta_3E[\pi]_{t-4}$$

$$\pi = -0,273 + 0,533\pi_{t-1} + 0,003M_{t-3} + 0,564E[\pi]_{t-4}$$

(0,0899) (0,11029) (0,00164) (0,18866)

El modelo anterior fue sometido a evaluación mediante el test de autocorrelación, estabilidad, normalidad y heteroscedasticidad, demostrándose que el modelo presenta una buena estimación (para mayores detalles ir a anexos 2). Una vez hecho esto, se incluyó en el modelo la variable dicotómica que adquiere el valor de 1 en los meses en los que se efectuó el pago del Doble Aguinaldo y en el mes de enero de cada año desde la implementación de la medida, dado el posible efecto rezagado de la misma, con 4 diferentes combinaciones representativas de posibles variables dicotómicas. En ninguno de los casos se obtuvo que la variable dicotómica fuera significativa. A continuación se presenta un resumen de las variables dicotómicas principales con el valor de su estadístico t.

Cuadro 2: Valores del Estadístico t de Variables Dicotómicas

	Estadístico
Todos los meses que se efectuó el pago + un mes de rezago	0.366126
Todos los meses que se efectuó el pago	-0.381375
Todos los meses de diciembre	-0.299562
Todos los meses siguientes posteriores al pago	-0.237201

Lo anterior demostraría que el Doble Aguinaldo no tuvo un efecto directo en la inflación.

b) Causalidad de Granger

Utilizando diferentes indicadores que miden la inflación y la tasa de crecimiento de los salarios, se ha observado que entre las variables de costo laboral unitario, índice de precios al consumidor y deflactor del PIB existe causalidad de Granger.

- **Causalidad CLU - Deflactor del PIB**

Aplicando el análisis de causalidad de Granger entre las variables deflactor del PIB, y costos laborales unitarios, se observa que los costos laborales unitarios causan en el sentido de Granger a la inflación; no obstante, el deflactor no causa en el

sentido de Granger a los costos laborales unitarios, lo que significaría que incrementos en los salarios pueden predecir futuros incrementos de la inflación pero no al revés.

Cuadro 3: Test de Causalidad de Granger,
1er Trimestre 1996 – 2do Trimestre 2016
(2 Rezagos)

Hipótesis Nula	Obs	Estadístico - F	Prob.
CLU no causan en el sentido de Granger al Deflactor del PIB	79	5,49247	0,0060
Deflactor del PIB no causa en el sentido de Granger a los CLU		0,46796	0,6281

- **Causalidad CLU – IPC**

Se observa que, al igual que en el caso anterior, los costos laborales unitarios causan en el sentido de Granger al IPC, pero no a la inversa, lo que quiere decir que las variaciones en los costos laborales unitarios también pueden predecir cambios en el IPC, lo cual implicaría que incrementos en los costos laborales, pueden modificar el comportamiento de los precios futuros.

Cuadro 4: Test de Causalidad de Granger,
1er Trimestre 1996 – 2do Trimestre 2016
(2 Rezagos)

Hipótesis Nula	Obs	Estadístico - F	Prob.
CLU no causan en el sentido de Granger al IPC	80	2,71086	0,0730
IPC no causa en el sentido de Granger a los CLU		0,46303	0,6312

a) Estimación Modelo VEC

Antes de realizar el análisis de cointegración, previamente debe verificarse que todas las variables tengan el mismo orden de integración. Como se observa en el anexo 3, las variables empleadas en los modelos tienen el mismo orden de integración (1) según las pruebas Dickey y Fuller Aumentado (ADF) y Phillips Perron (PP), lo que significa que pueden cointegrarse mediante una combinación lineal.

Habiendo realizado previamente el análisis de cointegración, como se desarrolla en el anexo 4, se encuentra una relación de largo plazo entre el deflactor del PIB y los costos laborales unitarios. A partir de estos hallazgos se procederá a estimar el modelo de Vectores de Corrección de Error que las incluya e incorpore además la productividad como variable determinante del nivel de precios³. La estimación se presenta a continuación:

$$Def_pib_t - Def_pib_{t-1} = \beta(clu_t - clu_{t-1}) + \gamma(Def_pib_{t-1} - a - bclu_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\begin{aligned} \Delta Def_{pib} = & 0.0149 * \Delta Def_{pib_{t-1}} + 0.220 * \Delta Def_{pib_{t-2}} + 0.233 * \Delta Def_{pib_{t-3}} \\ & [0.1198] \qquad [1.7617] \qquad [1.8389] \\ & + 0.009 * \Delta produc_{t-1} + 0.022 * \Delta produc_{t-2} + 0.467 * \Delta produc_{t-3} \\ & [0.0658] \qquad [0.1414] \qquad [2.8169] \\ & + 0.0114 * \Delta clu_{t-1} + 0.1491 * \Delta clu_{t-2} + 0.254 * \Delta clu_{t-3} \\ & [0.0932] \qquad [1.2118] \qquad [2.0618] \\ & - 0.017 * (Def_{pib_{t-1}} + 13.417882 - 0.978 * produc_{t-1} - 0.932 * clu_{t-1}) \\ & [11.6178] \qquad [-4.2453] \qquad [-11.8322] \end{aligned}$$

Los resultados muestran que en el muy corto plazo no existe un efecto de traspaso de los costos laborales unitarios a los precios, explicado por las rigideces de precios que existe en la economía desarrollados en la parte teórica; sin embargo, el tercer rezago del costo laboral es significativo con un coeficiente de 0,25, lo cual indicaría que por cada 1% de incremento en el costo laboral, la inflación aumentaría en 0,25%.

³ En esta parte, previamente se ha calculado el número de rezagos óptimos siguiendo las criterios de información de Akaike, Schuartz y Hannan-Quinn (ver anexos 5).

Más importante aún es analizar la relación de largo plazo que existe entre estas dos variables. En la ecuación de cointegración se encuentra un coeficiente de 0,93, lo que muestra que los precios se ajustan lentamente a cambios en salarios y el mismo no es completo.

Si se realiza el mismo análisis por sub periodos, con un primer sub periodo que abarque desde 1996 hasta 2006 y uno segundo desde 2006 hasta 2016, se observa que ha aumentado el *pass – through* de incrementos salariales a la inflación los últimos 10 años. Este puede deberse al encarecimiento de los costos laborales por los fuertes incrementos salariales implementados desde el 2006; sin embargo, que han sido amortiguados por el incremento de la productividad laboral que se ha registrado.

Sub – periodo 1: 1996 - 2006

$$\begin{aligned} \Delta Def_{pib} = & 0.1277 * \Delta Def_{pib_{t-1}} + 0.1162 * \Delta Def_{pib_{t-2}} + 0.2104 * \Delta Def_{pib_{t-3}} \\ & [0.7852] \qquad \qquad [0.6329] \qquad \qquad [1.0963] \\ & + 0.2275 * \Delta produc_{t-1} + 0.1135 * \Delta produc_{t-2} + 0.3077 * \Delta produc_{t-3} \\ & [1.4501] \qquad \qquad [0.6927] \qquad \qquad [2.0263] \\ & + 0.0559 * \Delta clu_{t-1} + 0.1197 * \Delta clu_{t-2} - 0.02926 * \Delta clu_{t-3} \\ & [0.4994] \qquad \qquad [1.0549] \qquad \qquad [-0.2782] \\ & - 0.0273 * (Def_{pib_{t-1}} - 10.60691 + 3.57546 * produc_{t-1} - 1.6793 * clu_{t-1}) \\ & \qquad \qquad \qquad [-1.3553] \qquad \qquad [3.5754] \qquad \qquad [-5.9534] \end{aligned}$$

Sub – periodo 1: 2006 – 2016

$$\begin{aligned} \Delta Def_{pib} = & 0.0422 * \Delta Def_{pib_{t-1}} + 0.266 * \Delta Def_{pib_{t-2}} + 0.1815 * \Delta Def_{pib_{t-3}} \\ & [0.2445] \qquad \qquad [1.3730] \qquad \qquad [0.9659] \\ & - 0.1890 * \Delta produc_{t-1} - 0.1305 * \Delta produc_{t-2} + 0.7144 * \Delta produc_{t-3} \\ & [-0.6508] \qquad \qquad [-0.4233] \qquad \qquad [2.2340] \\ & - 0.0423 * \Delta clu_{t-1} + 0.1447 * \Delta clu_{t-2} + 0.6024 * \Delta clu_{t-3} \end{aligned}$$

$$\begin{array}{rcccc}
& & [-0.1597] & [0.5522] & [2.5122] \\
- 0.016 * (Def_{pib}_{t-1} & + 31.9032 & - 1.3480 * produc_{t-1} & - 2.1239 * clu_{t-1}) \\
& & [9.0026] & [-4.7169] & [-8.8668]
\end{array}$$

VI. CONCLUSIONES

- La inflación durante el periodo del Doble Aguinaldo de 1,16% no fue sustancialmente superior a la histórica (2000 – 2012) de 1,14%.
- No se encuentra evidencia empírica contundente que respalde un efecto positivo del Doble Aguinaldo sobre la inflación en los últimos cuatro años. Mediante un modelo econométrico que captura el comportamiento de la inflación, se incluyó una variable dicotómica para capturar el efecto del Doble Aguinaldo en los meses en los que se efectuó el pago, no resultando significativa.

Entre las razones que refuerzan este hallazgo se encuentra: 1) el bajo crecimiento de la emisión monetaria, a pesar que aumentó su estacionalidad en diciembre, 2) el elevado crecimiento económico de estos últimos años aun cuando se haya ralentizado, 3) que el financiamiento de los déficits fiscales no ha expandido el crédito interno neto del BC y 4) el crecimiento sostenido de los depósitos del público en el sistema financiero.

En cambio, se observan mayores expectativas de inflación luego del anuncio de la medida que finalmente no se cumplieron, lo que las redujo en el tiempo.

- Utilizando un modelo de corrección de errores, se encuentra que en el muy corto plazo no existe un efecto de traspaso de los costos laborales unitarios a los precios, tal como respalda la evidencia empírica en otros países. Sin embargo, utilizando el método de causalidad de Granger se encuentra que los salarios si explican la inflación futura.
- Aplicando el test de cointegración se encuentra una relación de largo plazo entre la inflación y los costos laborales unitarios, lo que quiere decir que en el largo plazo hay un traspaso de los salarios a los precios.

- Se ha incrementado el *pass - through* de incrementos salariales a inflación los últimos 10 años, debido al encarecimiento de los costos laborales por los fuertes incrementos salariales implementados desde el 2006.
- Finalmente, debido a lo reciente de la medida resulta todavía dificultoso el poder estimar con otros métodos econométricos los impactos que esta pueda generar en la inflación y en otras variables económicas.

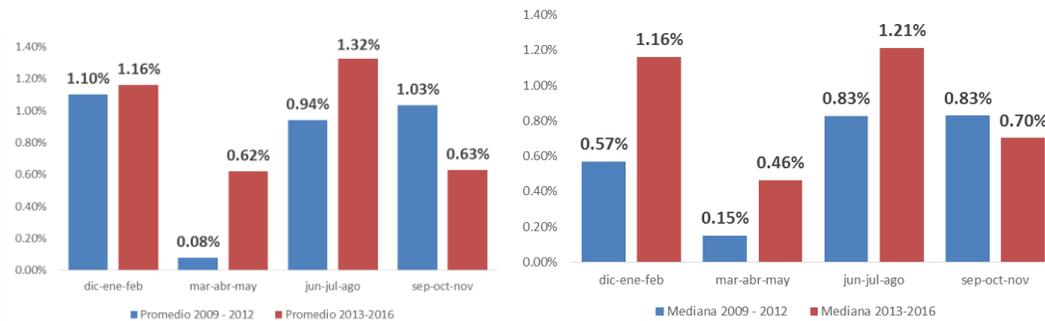
Bibliografía

- Arribas, C. B. (1994). *La rigidez nominal de los precios en la Nueva Economía Keynesiana: Una Panorámica*. España.
- Axel Engelland, R. T. (2004). *Incentive Effects of Bonus Payments: Evidence from an International Company*. Germany.
- Balacco, H. R. (1986). *Algunas consideraciones sobre la definición de causalidad de Granger en el análisis econométrico*. Mendoza: FCE - UNCuyo.
- Balacco, H. R. (1986). *Algunas consideraciones sobre la definición de causalidad de Granger en el análisis econométrico*. Mendoza.
- Briceño, J. D. (2011). *La teoría del ingreso permanente: un análisis empírico*. México.
- Cacnio, F. C. (2011). *Do Higher Wages Cause Inflation?* Pilipinas.
- Constitución Política del Estado. (2009). Bolivia.
- Constitución Política del Estado Plurinacional de Bolivia. (Octubre de 2008).
- Corbo, V. (1981). *Inflación en una economía abierta: El caso de Chile*. Chile.
- Cuadrado, J. (2010). *Política económica*. España: MCGrawHill.
- Ekaterina V. Peneva, J. B. (2015). *Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research and Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board*. Washington DC.
- Evia Vizcarra, J. L., & Mendez Morales, A. (2008). *Determinantes de la inflación reciente en Bolivia*. Bolivia.
- Fernández, A. (s.f.). *Análisis de Series de Tiempo*.
- Gerardo Angeles Castro, J. J. (2014). *The Effect of Average Wages on the Economy: The Case of the United States*. México.
- Granados, R. M. (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. España.
- Granados, R. M. (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. España.
- Gregory D. Hess, M. E. (2000). *Does Wage Inflation Cause Price Inflation?*
- Guerrero, V. M. (1992). *Desestacionalización de series de tiempo económicas: ajustes previos*. México.
- IPSOS. (2013). Bolivia.
- Jesús, R. G. (2006). *Pobreza Absoluta y Crecimiento Económico, Análisis de Tendencia en México 1970 - 2005*. México.
- Mehra, Y. (2000). *Wage-Price Dynamics: Are They Consistent with Cost Push?*

- Mehra, Y. P. (1989). *Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note*.
- Mehra, Y. P. (1996). *Unit Labor Costs and the Price Level*.
- Nogales, R. (23 de Octubre de 2015). Ven efecto positivo del doble aguinaldo en sector informal. *Los Tiempos*.
- Olivera, J. H. (1968). *El Dinero Pasivo*. Argentina.
- Palley, T. I. (2006). *The U.S. Inflation Process: Does Nominal Wage Inflation cause Price Inflation, Vica-versa, or Neither?* Washington DC.
- Pável Vidal Alejandro, E. H. (2002). *Estacionariedad y estacionalidad en series de la economía cubana*. Cuba.
- Pollack, A. U. (1985). *Dinámica de Salarios y Precios en Costa Rica*. Costa Rica.
- Ramírez, A. S. (2000). *Criterios para la selección de modelos estadísticos*. Costa Rica.
- Robinson, L. M. (2009). *Prueba de raíz unitaria para ayudar a la construcción de un modelo*.
- Roca, R. (s.f.). *Teorías de Inflación*. Perú.
- Sancho, A. (s.f.). *Econometría de Económicas*. España.
- Thomas Lemieux, W. B. (2005). *Bonus Pay and Wage Inequality*.
- Todd E. Clark, S. J. (2009). *Time Variation in the Inflation Passthrough of Energy Prices*.
- Uriel, E. (2013). *El modelo de regresión simple: estimación y propiedades*. Valencia.

ANEXOS 1

Inflación Trimestral Promedio, 2009 – 2016 (En porcentaje)



ANEXOS 2

Pruebas de raíz unitaria

	IPC		DEFLECTOR		PRODUCTIVIDAD		COSTO LABORAL UNITARIO	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Estadístico	-2,497053	-2,2453	-2,433536	-7,644524	-8,465735	-8,541145	-9,178727	-9,224878
Nivel de significancia 1%	-2,594189	-2,594189	-2,59534	-2,594563	-2,594563	-2,594563	-2,594189	-2,594189
Nivel de significancia 5%	-1,944915	-1,944915	-1,945081	-1,944969	-1,944969	-1,944969	-1,944915	-1,944915
Nivel de significancia 10%	-1,614114	-1,614114	-1,614017	-1,614082	-1,614082	-1,614082	-1,614114	-1,614114
Orden de Integración	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Pruebas de Hipótesis MCO

AUTOCORRELACION

Según el test que se muestra a continuación, los errores del modelo no presentan autocorrelación.

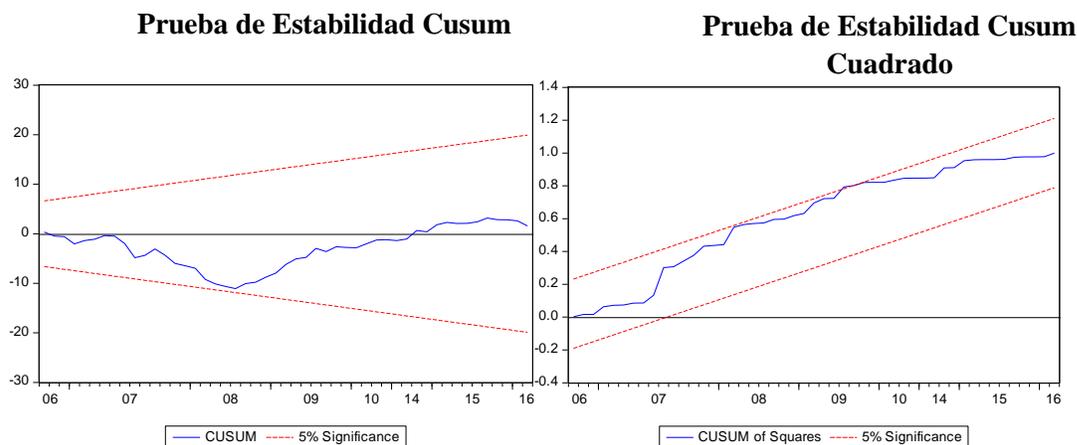
Sample: 2006M01 2016M07
Included observations: 53
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0.088	0.088	0.4381	0.508	
2	-0.102	-0.110	1.0295	0.598	
3	0.032	0.053	1.0889	0.780	
4	0.264	0.250	5.2345	0.264	
5	0.025	-0.017	5.2732	0.383	
6	0.027	0.081	5.3196	0.504	
7	0.250	0.248	9.2797	0.233	
8	0.093	-0.006	9.8385	0.277	
9	0.068	0.122	10.142	0.339	
10	-0.123	-0.175	11.164	0.345	
11	-0.068	-0.185	11.488	0.403	
12	-0.033	-0.088	11.564	0.481	
13	0.073	-0.032	11.951	0.532	
14	-0.058	-0.096	12.205	0.590	
15	-0.109	-0.072	13.119	0.593	
16	-0.052	-0.068	13.330	0.649	
17	-0.108	-0.077	14.267	0.648	
18	-0.034	0.097	14.361	0.705	
19	-0.135	-0.054	15.926	0.662	
20	-0.077	-0.038	16.454	0.688	
21	-0.135	-0.082	18.123	0.641	
22	0.072	0.116	18.614	0.669	
23	-0.017	0.080	18.643	0.722	
24	-0.190	-0.099	22.282	0.562	

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

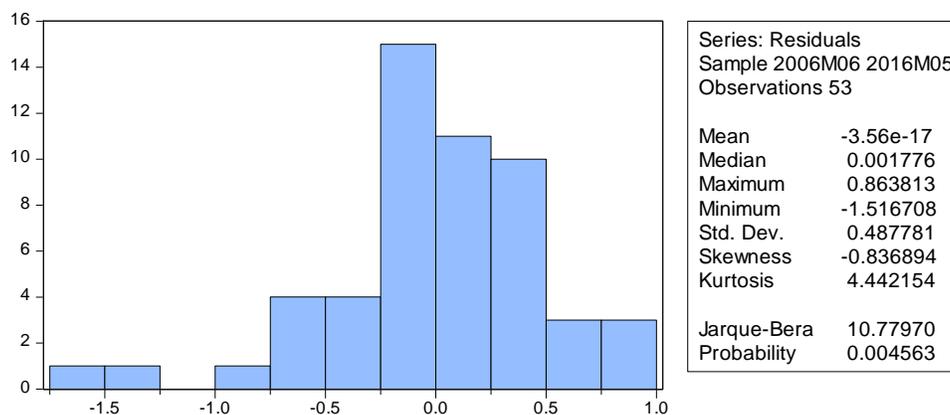
PRUEBA DE ESTABILIDAD

Según las pruebas de estabilidad Cusum y Cusum Cuadrado que se presentan a continuación, se observa que el modelo no presenta quiebre estructural.



NORMALIDAD DE LOS ERRORES

Según el test Jarque – Bera de normalidad de los errores, los residuos de la estimación del modelo no presentan una distribución normal.



HETEROSCEDASTICIDAD

Según el test de heteroscedasticidad de White sin términos cruzados, la estimación del modelo no presenta heteroscedasticidad.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.517285	Prob. F(3,49)	0.6723
Obs*R-squared	1.627010	Prob. Chi-Square(3)	0.6533
Scaled explained SS	2.393486	Prob. Chi-Square(3)	0.4948

ANEXOS 3

Prueba de raíz unitaria modelo VEC

	IPC		DEFLACTOR		PRODUCTIVIDAD		COSTO LABORAL UNITARIO	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Estadístico	-2,497053	-2,2453	-2,433536	-7,644524	-8,465735	-8,541145	-9,178727	-9,224878
Nivel de significancia 1%	-2,594189	-2,594189	-2,59534	-2,594563	-2,594563	-2,594563	-2,594189	-2,594189
Nivel de significancia 5%	-1,944915	-1,944915	-1,945081	-1,944969	-1,944969	-1,944969	-1,944915	-1,944915
Nivel de significancia 10%	-1,614114	-1,614114	-1,614017	-1,614082	-1,614082	-1,614082	-1,614114	-1,614114
Orden de Integración	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

ANEXOS 4

Análisis de Cointegración modelo VEC 1

Según el análisis de cointegración, existe una ecuación de cointegración entre las variables costo laboral y unitario y deflactor del PIB.

Included observations: 77 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: LOG(DEFLACTOR_SA) LOG(CLU_SA) LOG(PRODUCTIVIDAD_SA)
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.300413	44.74497	35.19275	0.0035
At most 1	0.146951	17.23554	20.26184	0.1239
At most 2	0.062839	4.997309	9.164546	0.2837

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.300413	27.50943	22.29962	0.0086
At most 1	0.146951	12.23823	15.89210	0.1726
At most 2	0.062839	4.997309	9.164546	0.2837

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

ANEXOS 5

Número de Rezagos Óptimos para la Estimación del Modelo VEC

Según los diferentes criterios de selección de rezagos óptimos que se presentan a continuación, puede haber hasta cuatro rezagos en el modelo.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LOG(DEFLACTOR_SA) LOG(CLU_SA)
 LOG(PRODUCTIVIDAD_SA)
 Exogenous variables: C
 Date: 09/05/16 Time: 06:47
 Sample: 1996Q1 2016Q2
 Included observations: 74

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	187.4230	NA	1.37e-06	-4.984404	-4.890996	-4.947143
1	522.0611	633.0991	2.07e-10*	-13.78543*	-13.41180*	-13.63639*
2	526.2249	7.540003	2.36e-10	-13.65473	-13.00087	-13.39390
3	527.9160	2.925055	2.89e-10	-13.45719	-12.52311	-13.08457
4	538.1861	16.93177*	2.81e-10	-13.49152	-12.27721	-13.00711
5	546.9539	13.74413	2.85e-10	-13.48524	-11.99071	-12.88905
6	555.1548	12.19048	2.96e-10	-13.46364	-11.68889	-12.75567
7	560.4754	7.477664	3.33e-10	-13.36420	-11.30922	-12.54444

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

ANEXOS 6

Test de Evaluación del Modelo VEC

AUTOCORRELACION

Según el test que se presenta a continuación, los errores del modelo no presentan autocorrelación al 5% de significancia.

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 08/31/16 Time: 18:14
 Sample: 1996Q1 2016Q2
 Included observations: 77

Lags	LM-Stat	Prob
1	13.33538	0.1480
2	8.019403	0.5322
3	4.794482	0.8518
4	10.86442	0.2851
5	9.201668	0.4189
6	6.532745	0.6856
7	3.048864	0.9623
8	6.048942	0.7350
9	3.069268	0.9615
10	5.173550	0.8189
11	12.37699	0.1929
12	15.16268	0.0866

Probs from chi-square with 9 df.

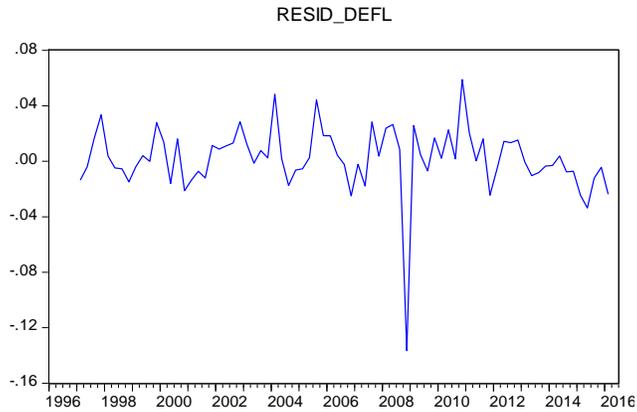
ESTACIONARIEDAD

Según el test de raíz unitaria y el gráfico de los residuos del modelo, los errores del mismo son estacionarios, lo que significa que las variables empleadas en el modelo están cointegradas.

Null Hypothesis: RESID_DEFL has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.109512	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



NORMALIDAD DE LOS ERRORES

Lo errores no tiene una distribución normal.

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

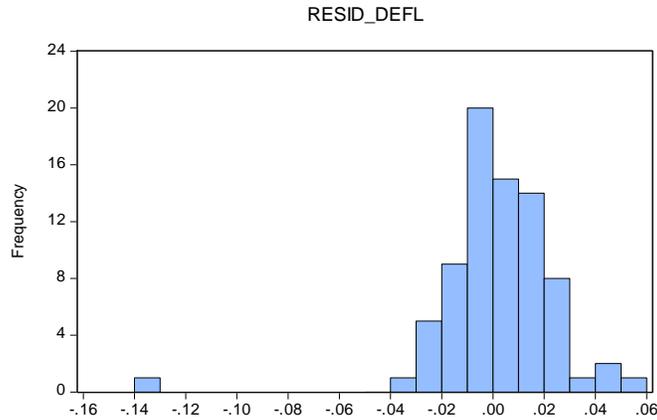
Sample: 1996Q1 2016Q2

Included observations: 77

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-2.321828	69.18304	1	0.0000
2	-1.201078	18.51321	1	0.0000
3	-0.681062	5.952679	1	0.0147
Joint		93.64893	3	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	16.99348	628.2478	1	0.0000
2	6.780929	45.86448	1	0.0000
3	11.28299	220.1172	1	0.0000
Joint		894.2295	3	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	697.4309	2	0.0000
2	64.37769	2	0.0000
3	226.0699	2	0.0000
Joint	987.8784	6	0.0000



HETEROSCEDASTICIDAD

Según el test de Heteroscedasticidad de White, el modelo es homoscedástico.

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 09/01/16 Time: 09:11

Sample: 1996Q1 2016Q2

Included observations: 77

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
111.8480	120	0.6898

Individual components:

Dependent	R-squared	F(20,56)	Prob.	Chi-sq(20)	Prob.
res1*res1	0.230337	0.837956	0.6595	17.73595	0.6048
res2*res2	0.210991	0.748755	0.7589	16.24629	0.7012
res3*res3	0.153523	0.507827	0.9520	11.82125	0.9221
res2*res1	0.252901	0.947828	0.5340	19.47335	0.4913
res3*res1	0.371954	1.658270	0.0706	28.64044	0.0951
res3*res2	0.209116	0.740340	0.7679	16.10190	0.7103