

Las Ferias del Precio y Peso Justo como instrumento para controlar la inflación de alimentos en Bolivia

Darwin Ugarte Ontiveros*

* Universidad Privada Boliviana, Centro de Investigaciones Económicas Empresariales. Email: darwinugarte@lp.upb.edu. El autor agradece los comentarios de Joaquín Morales, Luis Castro, Oscar Molina, Alejandro Vargas, Rosangela Cruz, Melisa Ábalos y el comité editorial de la presente revista. Así también se agradece la colaboración del Observatorio Agroambiental y Productivo del Ministerio de Desarrollo Rural y Tierras. El contenido del presente documento es de responsabilidad absoluta del autor.

RESUMEN

El presente trabajo resalta la importancia de los *shocks* en los precios de alimentos sobre el comportamiento de la inflación en Bolivia y demuestra la efectividad de las Ferias del Precio y Peso Justo como instrumentos que pueden permitir controlar la inflación proveniente de alimentos. Se sugiere que los instrumentos no convencionales del Banco Central de Bolivia (BCB) han sido exitosos para controlar la inflación monetaria; sin embargo, y como se plasma en los mismos Informes de Política Monetaria, los *shocks* de oferta en los precios de alimentos son un factor de riesgo importante que el BCB no puede controlar. Se sugiere que las Ferias del Precio y Peso Justo pueden constituirse efectivas al respecto. Utilizando datos diarios de precios de los años 2016-2017, se obtiene que la realización de las Ferias del Precio y Peso Justo ha permitido reducir la inflación de alimentos en este período en 1,8% en los departamentos de La Paz y Santa Cruz.

Clasificación JEL: *E31, L11, P42*

Palabras clave: *Inflación, políticas no convencionales de control de precios, Ferias del Precio y Peso Justo*

Fair-Price-and-Weight Markets as instruments to control food inflation in Bolivia

ABSTRACT

This paper highlights the importance of food price shocks for the behavior of inflation in Bolivia. It demonstrates the effectiveness of the so-called Fair-Price-and-Weight Markets (*Ferías del Precio y Peso Justo*, in Spanish) as instruments for controlling food inflation. The work suggests that unconventional monetary policy instruments of Bolivia's Central Bank (BCB) have been successful in controlling monetary inflation; however, as mentioned in Monetary Policy Reports, supply shocks in food prices are an important risk factor that BCB cannot control. We suggest that these Markets can be effective in this regard. Using daily data of food prices for the years 2016-2017, we show that the realization of Fair-Price-and-Weight Markets reduced food inflation by 1,8% in the cities of La Paz and Santa Cruz.

JEL Classification: E31, L11, P42

Keywords: *Inflation, unconventional monetary policies, Fair-Price-and-Weight Markets*

I. Introducción

La inflación, el crecimiento permanente y generalizado del nivel de precios, es una de las variables más importantes de una economía por el efecto que ésta tiene sobre el poder adquisitivo de la moneda de un país, y su consecuente incidencia en el desempeño y en el bienestar de los agentes económicos. La incertidumbre creada por las fluctuaciones de precios distorsiona la producción, promueve la especulación y afecta en mayor medida a la población de menores ingresos.¹ Así uno de los objetivos fundamentales de política económica de cualquier país, es el de alcanzar y mantener una inflación baja y estable.

Como se detalla en el trabajo, la mayoría de los instrumentos de política monetaria buscan controlar la inflación por medio de variables como liquidez, tasas de interés, tipo de cambio, etc., siguiendo las relaciones definidas de teoría monetaria que vinculan el comportamiento de diferentes variables económico financieras en una economía. Al respecto, la última crisis financiera ha demostrado que estas herramientas pueden no ser suficientes, así nuevas variaciones están surgiendo en la literatura, las llamadas políticas no convencionales monetarias (véase Smaghi, 2009 y Williams, 2011). Si bien algunos de estos instrumentos pueden demostrar su efectividad para controlar la 'inflación monetaria', su capacidad para controlar la 'inflación proveniente de otras fuentes' como los *shocks* climatológicos o la especulación son limitadas.

El presente trabajo resalta la importancia de los precios de alimentos en el comportamiento de la inflación en Bolivia y demuestra la efectividad de las Ferias del Precio y Peso Justo como instrumentos que pueden permitir controlar la inflación proveniente de alimentos. Las Ferias del Precio y Peso Justo son responsabilidad del Ministerio de Desarrollo Rural y Tierras (MDRyT); éstas consisten en la oferta de bienes al consumidor a un menor precio que en los mercados tradicionales, en ciertos momentos del tiempo y en diferentes lugares. El menor precio es posible debido a que los ofertantes

¹ Evidencia reciente sobre su efecto en la economía boliviana se encuentra en los trabajos de Zubieta (2016) y de Cerezo y Mora (2014). Un análisis sobre el efecto de la inflación en la desigualdad en Bolivia se tiene en Estrada et al. (2016).

de los bienes son productores directos, y los intermediarios privados son reemplazados por entes gubernamentales y locales que permiten substraer del precio final los costos de transacción. Estas ferias tienen el objeto de constituirse en un mecanismo preventivo, pues los responsables monitorean los precios de bienes agrícolas diariamente en los mercados, así como también las condiciones meteorológicas. Cuando se detecta escasez de algún bien o especulación indebida de precios, se tiene planificado la organización del encuentro de productores y compradores en un mercado transitorio, ofertando tales bienes a precios del productor, precios no influenciados por la escasez o especulación. Las Ferias del Precio y Peso Justo han comenzado a implementarse en Bolivia el año 2014.

El documento inicialmente sostiene que la inflación de alimentos representa alrededor del 27,3% de la inflación total en Bolivia, que la categoría de bienes alimenticios y bebidas tienen la mayor incidencia en la inflación de los últimos años, y que los bienes con mayor incidencia positiva o negativa en la inflación total son los bienes alimenticios. Estos elementos se encuentran plasmados en los Informes de Política Monetaria del 2015 y 2016 del Banco Central de Bolivia (BCB), los mismos que explican la inflación de esos períodos debido a *shocks* provenientes de los precios de alimentos, o que los consideran como factor de riesgo para la inflación total.

Posteriormente, utilizando datos diarios de precios oficiales de pollo, papa, tomate, cebolla y zanahoria para los años 2016 y 2017, en los departamentos de La Paz, Santa Cruz y Cochabamba, el presente trabajo calcula el efecto de las Ferias del Precio y Peso Justo implementadas en este período. Para ello se utilizan dos estrategias metodológicas, en primera instancia se implementa un modelo de ecuaciones simultáneas dinámicas y se calcula el multiplicador dinámico de las Ferias del Precio y Peso Justo; posteriormente se sigue un enfoque de datos de panel y se estima un modelo *pooled* por variables instrumentales. Los resultados, siguiendo ambas estrategias metodológicas, sugieren que las Ferias del Precio y Peso Justo han disminuido el crecimiento de los precios de alimentos en La Paz y Santa Cruz.

El documento se encuentra estructurado de la siguiente manera: la sección dos describe las políticas monetarias no convencionales implementadas en los países desarrollados y en Bolivia; la sección tres resalta el rol de los precios de alimentos en la inflación total en Bolivia; la cuarta sección describe las Ferias del Precio y Peso Justo; la quinta sección presenta la estimación del efecto de las Ferias del Precio y Peso Justo. Finalmente, en la sección sexta se concluye.

II. Políticas convencionales y no convencionales de política monetaria

En los últimos años, a raíz de la última crisis financiera internacional y el fenómeno del límite inferior cero de la tasa de interés (*zero lower bound interest rate*) en la literatura ha resurgido el debate sobre la necesidad de considerar instrumentos alternativos de política que ayuden a controlar la inflación, especialmente en tiempos de crisis económica, los llamados instrumentos no convencionales de política monetaria (*unconventional monetary policy tools*) (véase los trabajos de Smaghi, 2009; Williams, 2011; y Claessens, 2014).

En el marco de economías desarrolladas, esta corriente sugiere las llamadas políticas de alivio cuantitativo (*quantitative easing*). Esta herramienta consiste en expandir la liquidez en el sistema económico. Para lograr este objetivo, el banco central de un país debería comprar los bonos del Tesoro del mismo país (nótese que estos bonos son de largo plazo). Otras herramientas no convencionales utilizadas en los últimos años fueron la orientación de la política futura (*forward policy guidance*), herramienta monetaria que determina la orientación de las tasas de interés; y la facilitación del crédito directo (*direct credit easing*), mecanismo que consiste en la inyección directa de liquidez a segmentos específicos del mercado mediante la compra de papeles comerciales, bonos corporativos y valores respaldados por activos.

En Bolivia en los últimos diez años, el Banco Central ha diferenciado su política monetaria de lo convencional, en la medida que ha implementado una serie de medidas innovadoras que le han permitido controlar exitosamente la inflación. Entre éstas se tiene: (i) la independencia en

relación a los organismos financieros internacionales y consecuente soberanía en la formulación y ejecución de políticas, (ii) la estrecha coordinación con las políticas del Órgano Ejecutivo, a través del Programa Fiscal Financiero, mediante el cual se incorporan de manera coordinada los objetivos de crecimiento y estabilidad de precios, así como metas cuantitativas específicas para variables monetarias, financieras y fiscales,² esto con el objeto de mantener un balance entre los objetivos de controlar la inflación y apuntalar el crecimiento económico, (iii) la profundización del proceso de bolivianización, gracias al cual el régimen de metas cuantitativas ha incrementado su eficiencia como instrumento de política monetaria (evidencia al respecto se encuentra en Céspedes y Cossio, 2015 y en Bolívar, 2016). Este último escenario permitió (iv) la utilización de una serie de medidas, más allá de la tasa de interés bancaria (lo convencional) como instrumentos de política, como ser el encaje legal diferenciado por moneda, los certificados de depósitos, Operaciones de Mercado Abierto (OMA) directas, depósitos de regulación monetaria, etc. (véase Banco Central de Bolivia, 2016).

Como se explica en las Memorias anuales del BCB de los últimos años, estos instrumentos han sido efectivos para controlar la inflación. Sin embargo, un argumento del presente trabajo es que tanto las políticas convencionales como no convencionales de política monetaria tienen como objeto inducir en el comportamiento de variables que pueden afectar a la inflación por el lado de la demanda. Los *shocks* de oferta, como los generados por eventos climatológicos o especulación, y que afectan a los precios de alimentos, escapan al control de estos instrumentos monetarios.

III. *Shocks* de oferta y el rol de los precios de los alimentos en la inflación de Bolivia

El mecanismo de los *shocks* de oferta como determinantes de la inflación surge en un intento por explicar el período de alta inflación

2 De manera específica, en el Programa Fiscal - Financiero se establecen metas cuantitativas expresadas en límites máximos (mínimos) al déficit (superávit) fiscal, a la expansión (contracción) del financiamiento interno total al Sector Público No Financiero (SPNF) y del Crédito Interno Neto Total del BCB (CIN).

ocurrido en los Estados Unidos y en otros países entre 1973 y 1982, la llamada 'Gran Inflación' (véase Blinder, 1982; Blinder y Rudd, 2013). Así, siguiendo a Ball y Mankiw (2005), resulta fundamental diferenciar las variaciones permanentes en la inflación, determinadas por variables de demanda, de las variaciones transitorias, originadas por *shocks* de oferta y asociadas con movimientos en los precios relativos.

En este marco, la literatura se ha concentrado en estudiar el nexo fluctuaciones en el precio del petróleo-inflación (como Sek, 2017; Salisu et al., 2017) o la relación precios internacionales de alimentos-inflación (véase Furceri et al., 2015). Debido a los últimos acontecimientos climatológicos como el cambio climático, el fenómeno del Niño, la Niña, entre otros, existe una creciente literatura que investiga la relación entre *shocks* climatológicos (temperatura, precipitaciones, sequías, etc.) y el desempeño económico (productividad, precios, crecimiento, etc.) (véase Dell et al., 2014 y Tol, 2009 para una revisión de esta literatura).

Para el caso de la relación *shocks* climatológicos-inflación, se tienen por ejemplo los trabajos de Light y Shevlin (1998) y de Brunner (2002). Recientemente Cashin et al. (2017) encuentran que el fenómeno de El Niño ha implicado presiones inflacionarias en los países del mundo en un rango de hasta 1,1 puntos porcentuales. De igual manera Dipak et al. (2011) muestran cómo las malas condiciones climáticas que azotaron a India el 2009, produjeron una disminución en la oferta de alimentos y por ende un aumento en el precio de los mismos. Por otro lado, en Bolivia, Jemio et al. (2014) en el marco de un Modelo de Equilibrio General Computable (MEGC) muestran que el cambio climático afectaría al sector agropecuario boliviano, disminuyendo la producción de alimentos, lo que afectaría a la inflación.

En Bolivia, los Informes de Política Monetaria (IPM) del BCB de los últimos años, han explicado algunos repuntes inflacionarios como resultado de factores de oferta y estacionales (véase los IPM de enero de 2015, julio de 2015, enero de 2016 y julio de 2016). Así, las alzas transitorias en los precios de ciertos alimentos perecederos habrían ejercido una alta influencia sobre la inflación total. Asimismo, en su balance de riesgos de inflación, estos informes caracterizan a los

fenómenos climáticos adversos en regiones específicas como uno de los principales riesgos que podría generar presiones inflacionarias al alza, al afectar la oferta de alimentos.

Al respecto, nótese que a la pregunta “¿Cuál fue la causa principal que perjudicó la producción agrícola de la presente gestión?” sección A2 de la Encuesta Agropecuaria del 2015, el 56,2% de la muestra asintió la existencia de algún motivo climatológico, con la clasificación que se muestra en la siguiente tabla.

Tabla 1: EFECTOS DEL CLIMA EN LA PRODUCCIÓN AGRÍCOLA EN BOLIVIA

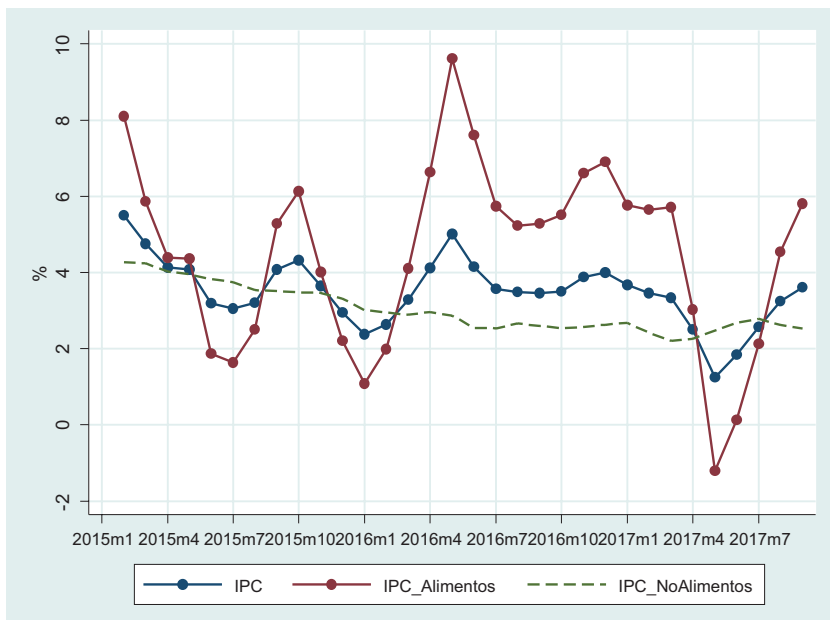
Causa de perjuicio	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
Helada	4.273	13,7	13,7
Granizada	3.340	10,7	24,3
Sequía	4.774	15,3	39,6
Riada, inundación	1.825	5,8	45,4
Nevada	32	0,1	45,5
Otro	3.350	10,7	56,2
Ninguna	13.712	43,8	100,0
Total	31.306	100,0	

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE), Encuesta Agropecuaria 2015

Para caracterizar la importancia del precio de los alimentos en el comportamiento de la inflación, inicialmente nótese que la suma de los pesos de los bienes alimenticios en el Índice de Precios al Consumidor total (IPC) representa el 27,37% del mismo. Asimismo, a continuación, se presenta la variación anual del IPC, del IPC de alimentos (IPCA) y del IPC de bienes no alimenticios (IPCNA) para el periodo 2015-2017. En el gráfico se puede apreciar que las dos primeras variables se encuentran altamente correlacionadas, la correlación lineal entre el crecimiento del IPC y el IPCA es de 88,5%, mientras que entre el IPC y el IPCNA es de 44,1% en este periodo. Especialmente destaca

que las desviaciones del IPC respecto a su tendencia coinciden con las desviaciones del IPCA, y no así con las del IPCNA, hecho que corrobora los argumentos del párrafo anterior.

**Gráfico 1: INFLACIÓN INTERANUAL TOTAL,
DE ALIMENTOS Y SIN ALIMENTOS
(En porcentaje)**



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

En la siguiente tabla se presenta las variaciones e incidencia de los diferentes grupos de bienes sobre la inflación total de los últimos años. Como se puede apreciar, la categoría “Alimentos y bebidas no alcohólicas” tuvo el mayor aumento entre los años 2015 y 2016 (6,9%) y después, Educación es la categoría de mayor variación a septiembre de 2017 (4,3%). Adicionalmente, los productos de esta categoría son los que tienen la mayor incidencia en el IPC general, 2,2 pp en 2016 y 1,4 pp a septiembre de 2017.

Tabla 2: INCIDENCIA DE LOS ALIMENTOS EN EL IPC

Descripción	Variación (%)			Incidencias (pp)		
	2015	2016	sep-17	2015	2016	sep-17
Alimentos y bebidas no alcohólicas	2,2	6,9	4,3	0,7	2,2	1,4
Bebidas alcohólicas y tabaco	3,1	2,2	2,1	0,0	0,0	0,0
Prendas de vestir y calzados	1,3	0,2	0,7	0,1	0,0	0,0
Vivienda, servicios básicos y combustibles	4,8	4,0	3,5	0,5	0,4	0,4
Muebles, artículos y servicios domésticos	3,4	2,8	2,8	0,2	0,2	0,2
Salud	6,2	4,5	2,5	0,2	0,1	0,1
Transporte	2,4	3,7	-0,9	0,2	0,4	-0,1
Comunicaciones	1,9	1,7	0,3	0,0	0,0	0,0
Recreación y cultura	0,6	-0,6	1,4	0,0	0,0	0,1
Educación	4,5	4,6	5,0	0,2	0,2	0,2
Restaurantes y hoteles	4,5	2,6	1,2	0,6	0,4	0,2
Bienes y servicios diversos	2,0	1,3	0,9	0,1	0,1	0,1

Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Finalmente, en la siguiente tabla, se destaca que las mayores variaciones y más altas incidencias (pp) en el IPC total de 2016, la tienen los productos papa y tomate, al igual que la cebolla y zanahoria, los mismos que se encuentran entre los productos con mayor variación negativa.

Tabla 3: BIENES CON MAYOR INCIDENCIA EN EL IPC DEL 2016

Artículos	Variación (%)	Incidencia (pp)
Mayor incidencia positiva		2,09
Papa	28,1	0,81
Tomate	33,3	0,67
Alquiler de vivienda	5,5	0,23
Empleada Doméstica	7,7	0,19
Servicio de transporte en minibús	10,7	0,19
Mayor incidencia negativa		-0,24
Cebolla	-10,2	-0,11
Televisor	-18,1	-0,05
Zanahoria	-6,6	-0,04
Calzado (Mujer/Hombre)	-4,2	-0,02
Detergente en polvo	-2	-0,01
Incidencia acumulada de los círculos más inflacionarios (pp)		2,09
Inflación acumulada a diciembre 2016 (%)		4
Participación de los cinco artículos más inflacionarios		52%

Fuente: Banco Central de Bolivia (2016)

IV. La ‘Feria del Precio y Peso Justo’ (FPJ)

La Feria del Precio y Peso Justo nace en el año 2014, creada por el MDRyT.³ Esta tiene como objetivos (i) ayudar en el control del aumento de los precios de algunos alimentos que son muy sensibles al cambio climático o a la especulación; (ii) preservar la seguridad alimentaria para el país; y (iii) apoyar e incentivar a los productores de las áreas rurales del país.⁴

Los productos que se ofrecen con mayor regularidad son elegidos con fines preventivos, pues se considera bienes altamente vulnerables a *shocks* climatológicos (sequías, inundaciones, etc.).

3 Experiencias similares en Latinoamérica se describen en Cernadas (2016).

4 Véase Gaceta Oficial de Bolivia (2009), Gaceta Oficial de Bolivia (2011) y Ministerio de Desarrollo Rural y Tierras (2015) para mayores detalles sobre las Ferias del Precio y Peso Justo.

Para cumplir con el carácter preventivo, el MDRyT monitorea los datos del Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología (SENAMHI), instancia encargada de producir datos climatológicos. Asimismo, el MDRyT realiza dos encuestas en el año a todos los productores agropecuarios, con el fin de conocer cuántos productores existen en el país y de saber si tuvieron alguna pérdida de producción por las condiciones climáticas. En este último caso, esos productos se convertirán en prioritarios en las subsecuentes FPJ.

Para realizar estas ferias, el MDRyT tiene un presupuesto asignado por el Tesoro General de la Nación (TGN). Las FPJ son organizadas en casi todo el país, pero sobre todo en La Paz, Santa Cruz y Cochabamba. La feria rota de barrio en barrio al interior de cada departamento, es decir que no tiene una ubicación fija. Tampoco existe una regularidad fija en la organización de estas ferias, su frecuencia de implementación actualmente está condicionada a los desembolsos del presupuesto asignado para dichas ferias por parte del TGN.

Operativamente las FPJ funcionan de la siguiente manera: el MDRyT contacta a los productores mayoristas agropecuarios para que vendan de manera directa a la población en la feria. Los productores son quienes llevan sus productos hasta la feria, en algunos casos el MDRyT en colaboración con la alcaldía a la que pertenecen los productores, ayuda a los productores con el costo del transporte. La feria es organizada en algún barrio de la ciudad, en cercanía de algún mercado para que la población tenga la posibilidad de elegir si ir al mercado o a la feria, y se encuentra abierta al público durante todo el día. Al prescindir de los costos de los intermediarios, los precios de los productos ofrecidos en las FPJ son menores a los del mercado.

En el año 2016 y a la fecha de realización del presente documento en 2017, se realizaron alrededor de treinta y dos Ferias del Precio y Peso Justo, en las principales ciudades del país. Las mismas se detallan a continuación:

Tabla 4: FERIAS DEL PRECIO Y PESO JUSTO EN LOS TRES PRINCIPALES DEPARTAMENTOS DEL PAÍS (2016 - Sept2017)

FECHA	CIUDAD	LUGAR
8/10/2016	Cochabamba	Frente al Estadio de Quillacollo km 12 (Av. Blanco Galindo)
23/10/2016	Cochabamba	Plazuela Excombatientes y Perú (ciudad de Cercado)
6/11/2016	Cochabamba	Colcapirhua, Av. Blanco Galindo Km 6,5 al frente de Ceramil COBOCE
19/11/2016	Cochabamba	Colcapirhua, Av. Blanco Galindo Km 5,5
2/12/2016	Cochabamba	Ex Cordeco Av. Aroma
1/7/2017	Cochabamba	Ex Cordeco Av. Aroma
15/7/2017	Cochabamba	Lado Parque Cretácico
22/7/2017	Cochabamba	Ex Cordeco Av. Aroma
18/11/2017	Cochabamba	Ex Cordeco Av. Aroma
18/11/2016	La Paz	Teleférico Rojo El Alto Av. Panorámica, z. 16 de julio
30/11/2016	La Paz	Teleférico Rojo El Alto Av. Panorámica, z. 16 de julio
17/9/2016	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
12/10/2016	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
21/10/2016	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
30/10/2016	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
9/11/2016	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
4/12/2016	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
24/6/2017	La Paz	Estación teleférico verde
9/7/2017	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
21/7/2017	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
27/7/2017	La Paz	Teleférico Rojo (Ex Estación Central)
29/7/2017	La Paz	Campo ferial bicentenario
30/7/2017	La Paz	Campo ferial bicentenario
9/9/2017	La Paz	Campo ferial bicentenario
30/9/2016	Santa Cruz	Mercado El Trillo (6to anillo, entre la Virgen de Cotoca y Luján)
14/10/2016	Santa Cruz	Mercado El Trillo (6to anillo, entre la Virgen de Cotoca y Luján)
15/10/2016	Santa Cruz	Satélite Norte (Warnes)
12/11/2016	Santa Cruz	3 Pasos al frente 5to anillo
13/11/2016	Santa Cruz	Satélite Norte (Warnes)
26/11/2016	Santa Cruz	Mercado Turere
8/12/2016	Santa Cruz	4to anillo, Av. 2 de Agosto y Alemania
7/7/2017	Santa Cruz	Av. Mariscal Santa Cruz
21/7/2017	Santa Cruz	Av. Cumavi

Fuente: MDRyT

V. Metodología y resultados

V.1. Datos y variables

Para analizar el efecto de las FPJ se utilizan datos oficiales diarios de los precios de los siguientes productos en los departamentos de La Paz, Cochabamba y Santa Cruz: kilogramo de pollo, arroba de cebolla, arroba de papa, arroba de zanahoria y libra de tomate. Los datos provienen de la unidad de Observatorio Agroambiental y Productivo (OAP) del MDRyT. Esta unidad es la instancia técnica del MDRyT que tiene como misión generar, analizar, monitorear y difundir información especializada del sector agropecuario y de desarrollo rural para la toma de decisiones. Uno de los insumos que esta unidad produce, es información diaria sobre los precios de productos agrícolas en los principales mercados de cada departamento: en La Paz, mercado Rodríguez; en Santa Cruz, mercado Abasto; en Cochabamba, mercado La Cancha. La muestra consiste de datos “disponibles” de esta fuente, correspondientes al periodo mayo de 2016 a septiembre de 2017. Cruzando esta información con los tiempos de implementación de las FPJ durante los años 2016 y 2017, el presente trabajo calcula el efecto de las FPJ implementadas en este periodo.

Es necesario destacar la importancia de realizar el análisis con datos diarios, esto debido a que las FPJ se efectúan en cualquier día de la semana y el objetivo es analizar el comportamiento de los precios pre y post-feria. Al trabajar con datos agregados semanales o mensuales como los producidos por el INE, se haría imposible capturar los efectos buscados (post-feria). Debido a la ausencia de información para algunas variables durante los fines de semana, para el análisis estadístico las semanas consisten de cinco días.

El tratamiento realizado a estos datos es el siguiente: inicialmente se consideró a las variables precio como un índice, tomando como período base el 05 de mayo de 2016, es decir que el Precio_{05/05/2016}=100 para cualquiera de los productos bajo consideración anteriormente mencionados.⁵

5 Se escogió esta fecha porque para el pollo en La Paz sólo se cuenta con información a partir de este momento, aspecto que segmentó la muestra hacia atrás.

Para obtener una medida agregada de los precios de los cinco productos por departamento, se procedió a calcular un índice de precios departamental con los índices de precios de los cinco productos, utilizando una media ponderada simple. Las ponderaciones corresponden a los pesos oficiales de estos productos utilizados por el INE en la composición del IPC, es decir:

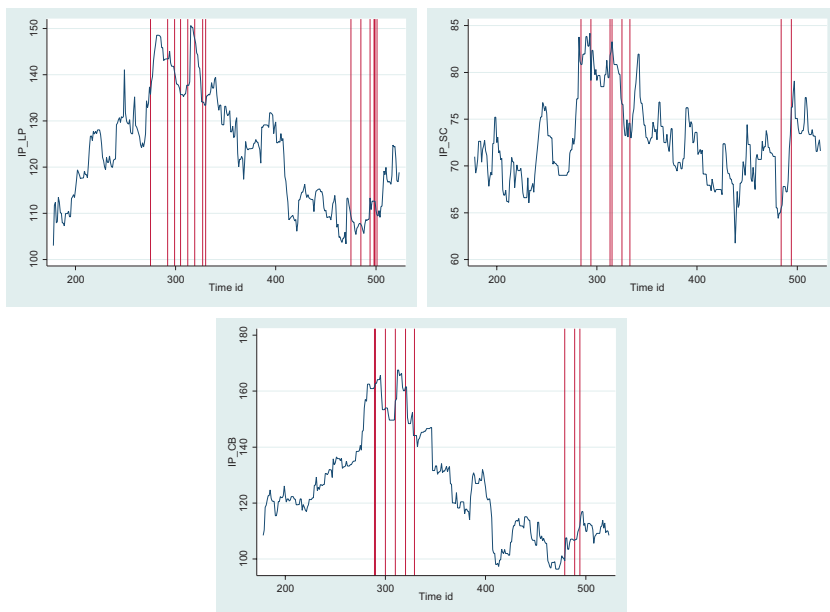
$$IP_{LP} = (1.62 * IP_{LP}^{Pollo} + 0.61 * IP_{LP}^{Cebolla} + 1.99 * IP_{LP}^{Papa} + 0.44 * IP_{LP}^{Zanahoria} + 0.49 * IP_{LP}^{Tomate}) / 5$$

$$IP_{CBA} = (1.65 * IP_{CBA}^{Pollo} + 0.49 * IP_{CBA}^{Cebolla} + 2.25 * IP_{CBA}^{Papa} + 0.32 * IP_{CBA}^{Zanahoria} + 0.71 * IP_{CBA}^{Tomate}) / 5$$

$$IP_{SC} = (1.55 * IP_{SC}^{Pollo} + 0.42 * IP_{SC}^{Cebolla} + 0.96 * IP_{SC}^{Papa} + 0.17 * IP_{SC}^{Zanahoria} + 0.45 * IP_{SC}^{Tomate}) / 5$$

El siguiente gráfico muestra el comportamiento de estos índices para los departamentos de La Paz, Santa Cruz y Cochabamba, respectivamente. Las líneas rojas corresponden a los momentos de realización de una FPJ.

Gráfico 2: LOS ÍNDICES DE PRECIOS DEPARTAMENTALES



Fuente: Elaboración propia

Como es recurrente en este tipo de datos, el componente estacional es bastante notorio como para ser prescindido. Ante la imposibilidad de utilizar los filtros *CENSUS-X13* o *Tramo and Seats* para datos con frecuencia diaria para extraer el componente estacional de manera no-paramétrica,⁶ se procedió a extraer el “componente estacional determinístico”, es decir que se estimó una regresión de las variables índices de los precios en función de variables dicotómicas diarias, semanales, mensuales y anuales, y se calcularon los correspondientes residuos.⁷ Estos residuos se entienden como la parte de los precios no explicada por factores recurrentes diarios, semanales, mensuales o anuales que sean constantes. Estas variables resultantes fueron diferenciadas a un mes. Al ser considerados los índices en logaritmos, esto implica que los precios están medidos en términos de tasa de crecimiento a un mes.

A su vez, para analizar el efecto de las FPJ sobre la inflación, es necesario controlar por el efecto de la política monetaria. La no inclusión de este factor en las estimaciones, implicaría incurrir en un sesgo de variable omitida. Al ser los datos medidos diariamente, se necesita un *proxy* en esta frecuencia. Como *proxy* de política monetaria en frecuencia diaria se utiliza la liquidez del sistema financiero (*LIQ*) entendida ésta como el excedente entre el encaje legal y el encaje legal requerido, dado que ésta variable es el objetivo operativo de la política monetaria del BCB. La fuente de esta variable es el BCB. Nótese que las OMA sólo existen en frecuencia semanal, lo que hace imposible utilizar esta variable para el presente fin.

Las pruebas de raíz unitaria convencionales implementadas a estas variables indican estacionariedad. Los tests de cointegración sugieren la ausencia de una relación de largo plazo para la muestra bajo consideración.

Finalmente, la principal variable de interés son las FPJ, medidas como una variable dicotómica que toma el valor de uno en el tiempo de

6 Los filtros *CENSUS-X13* y *Tramo and Seats* están diseñados para trabajar con datos mensuales o trimestrales.

7 Adicionalmente, se incluyó una variable dicotómica con valor uno en el período 29 de mayo 2017 al 21 de julio de 2017, fechas en las que los índices de precios generados presentaron tasas de crecimiento negativas. De acuerdo al Informe de Política Monetaria de Julio de 2017 (p. 40) este fenómeno se explica por una mayor producción agrícola.

realización de las ferias (ver Tabla 4) y cero de otra manera. La fuente de esta variable es el MDRyT.

V.2. Estrategias de estimación y resultados

En el marco de la nomenclatura especificada en la anterior sección, la relación base a estimarse es la siguiente:

$$IP_t = f(Liq_t, FPJ_t)$$

Para estimar esta relación y testear el efecto de las FPJ se implementan dos diferentes estrategias econométricas. Previamente, sin embargo, es necesario discutir la exogeneidad de la variable de interés, FPJ. Debido a las características en su implementación discutidas anteriormente -que las FPJ tienen carácter preventivo y que además se encuentran restringidas por procedimientos administrativos debido a la disponibilidad de presupuesto, aspectos que descartan la posibilidad de una respuesta inmediata de las FPJ al incremento en los precios- *ergo*, se descartaría la existencia de simultaneidad entre ambas variables. Así, en el presente trabajo se considera a las FPJ como exógenas.

(i) El multiplicador dinámico de las Ferias del Precio y Peso Justo

En un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) todas las variables se encuentran determinadas dentro el sistema (son endógenas). Muchas veces, sin embargo, el proceso de generación puede ser afectado por otras variables observables determinadas fuera del sistema de interés. Siguiendo a Lütkepohl (2007) un modelo que especifica el proceso de generación de algunas variables condicionalmente a otras variables no modeladas en el sistema, pertenece a la familia de modelos dinámicos condicionales o parciales, ya que describen el proceso de generación sólo de un subconjunto de las variables. Nombres específicos para este tipo de técnicas son “modelos dinámicos de ecuaciones simultáneas (DSEM)” o “Vectores Autorregresivos con variables exógenas (VARX)”. En este marco, para los fines del presente documento, el modelo a estimarse es:

$$IP_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^p \beta_{1,k} IP_{t-k} + \sum_{k=0}^p \gamma_{1,k} LIQ_{t-k} + \theta FPJ_t + \varepsilon_{1,t}$$

$$LIQ_t = \alpha_2 + \sum_{k=0}^p \beta_{2,k} IP_{t-k} + \sum_{k=1}^p \gamma_{2,k} LIQ_{t-k} + \varepsilon_{2,t}$$

donde IP_t representa cualquiera de los tres índices de precios explicados en la sección anterior, LIQ_t representa a la liquidez del sistema financiero y FPJ_t es una *dummy* pulso que toma el valor de uno en el momento de la realización de la Feria del Precio y Peso Justo, cero de otra manera. Los coeficientes α representan la constante al origen, β , γ , y θ son los coeficientes que miden los efectos de las variables unidas a ellas, y ε_t es el término de error ruido blanco.

La ecuación estructural de este modelo puede representarse en términos de vectores de la siguiente manera:

$$A_0 y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t + \omega_t$$

Asumiendo que $p=1$, matricialmente esta ecuación consistiría en:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & \gamma_{1,0} \\ \beta_{2,0} & 1 \end{pmatrix}}_{A_0} \underbrace{\begin{pmatrix} IP_t \\ LIQ_t \end{pmatrix}}_{y_t} = \underbrace{\begin{pmatrix} \beta_{1,1} & \gamma_{1,1} \\ \beta_{2,1} & \gamma_{2,1} \end{pmatrix}}_{A_1} \underbrace{\begin{pmatrix} IP_{t-1} \\ LIQ_{t-1} \end{pmatrix}}_{y_{t-1}} + \underbrace{\begin{pmatrix} \alpha_1 & \theta \\ \alpha_2 & 0 \end{pmatrix}}_{B_0} \underbrace{\begin{pmatrix} 1 \\ FPJ_t \end{pmatrix}}_{x_t} + \underbrace{\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix}}_{\omega_t}$$

La ecuación reducida será:

$$y_t = A_0^{-1} A_1 y_{t-1} + \dots + A_0^{-1} A_p y_{t-p} + A_0^{-1} B_0 x_t + A_0^{-1} \omega_t$$

En términos de operador de rezagos ésta equivale a:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + \omega_t$$

$$y_t = A(L)^{-1} B(L)x_t + A(L)^{-1} \omega_t$$

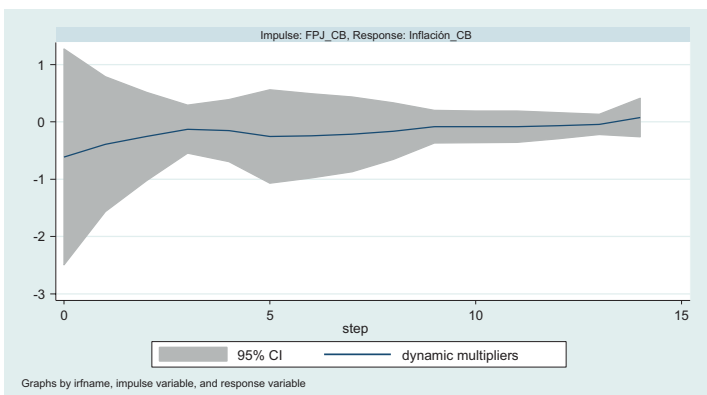
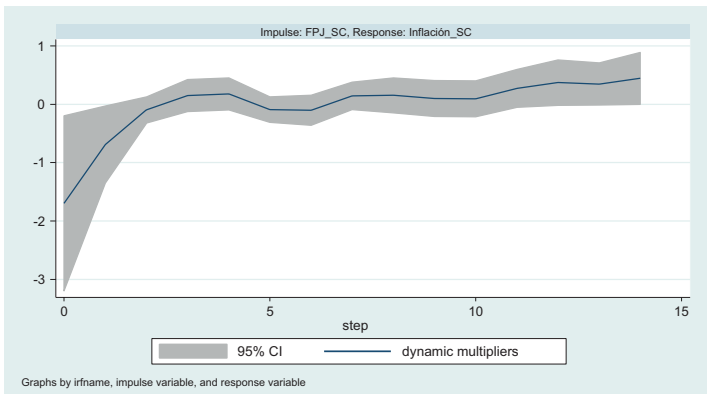
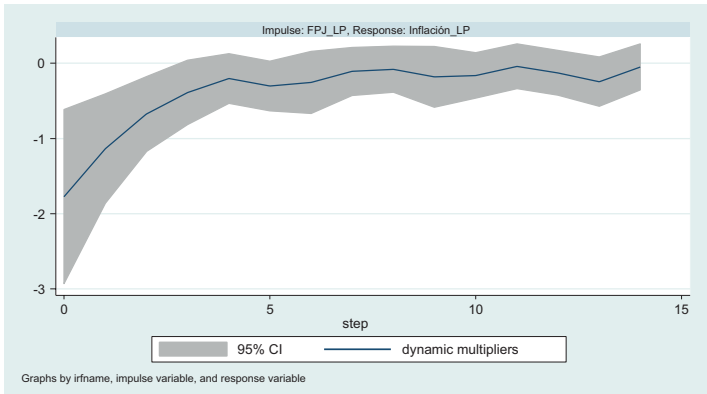
$$y_t = D(L)x_t + u_t$$

Siendo $D(L)$ el operador de interés. $D(L)$ representa la función de transferencia que contiene el efecto de las variables explicativas (FPJ_i) sobre la endógena de interés (IP_i). Los elementos de la matriz D se denominan ‘multiplicadores dinámicos’ (véase Lütkepohl, 2007, capítulo 10)

A continuación, se presentan los resultados de la estimación de los multiplicadores dinámicos para los índices de precios especificados en la sección anterior. El siguiente gráfico presenta las estimaciones para el caso de los índices departamentales IP_{LP} , IP_{SC} , IP_{CB} , respectivamente. Como se reporta en el Apéndice, todas las especificaciones cumplen satisfactoriamente con los tests de estabilidad del sistema y autocorrelación en los residuos; la normalidad de los mismos, sin embargo, en la mayoría de los modelos estimados es la excepción. Al respecto, recuérdese que la inferencia de las funciones de impulso-respuesta y otros indicadores derivados del VAR descansan en supuestos asintóticos de no normalidad (véase Lütkepohl, 2013).

Las estimaciones sugieren un efecto contemporáneo negativo de las FPJ sobre la inflación en los departamentos de La Paz y Santa Cruz de alrededor del 1,8%. Este efecto negativo tendría una duración de dos días en ambos casos. El efecto de las FPJ en el departamento de Cochabamba presenta el signo esperado, aunque con un intervalo de confianza bastante amplio. Este resultado se mantiene incluso considerando un enfoque de datos de panel como se presenta en la siguiente sección. Uno de los factores que puede explicar la falta de efectividad de las FPJ en Cochabamba es que en este departamento la oferta de productos agrícolas es mayor respecto a los otros departamentos, así la escasez se compensa fácilmente sin generar distorsiones en la fijación del precio.

Gráfico 3: MULTIPLICADORES DINÁMICOS DE LAS FPJ EN LA PAZ, SANTA CRUZ Y COCHABAMBA



(ii) Estimaciones con estructura de datos de panel: Modelo IV-Pooled con interacciones

Adicionalmente, para corroborar los resultados anteriores, se estructuró una base de datos de panel donde los individuos son los departamentos y el tiempo se encuentra medido en días. La ventaja de este enfoque es el mayor tamaño de la muestra y la posibilidad de controlar por la denominada heterogeneidad no observable, ya sea entre unidades individuales de estudio como en el tiempo (véase Baltagi, 2005).

Al ser éste un tipo de panel donde la dimensión T es extremadamente mayor a un N=3, se procedió a estimar un modelo simple tipo *pooled* con variables dicotómicas por departamento interactuadas con las ferias. De esta manera, se examinarán los resultados obtenidos recurriendo a un enfoque metodológico diferente al de la anterior sección. Para evitar el sesgo de endogeneidad por la simultaneidad de los precios (*IP*) y la liquidez (*LIQ*) el modelo *pooled* se estima por Variables Instrumentales. Los instrumentos a considerarse son (i) el valor de las OMA del BCB,⁸ e (ii) instrumentos generados internamente en base a la heteroscedasticidad, siguiendo a Lewbel (2012), esto simplemente para tener un modelo sobre-identificado. El razonamiento detrás de la inclusión de las OMA como variable instrumental radica en que estas operaciones son el principal instrumento de regulación monetaria que permite contraer o expandir la liquidez del sistema financiero (mediante la colocación de títulos públicos el ente emisor retira excedentes de liquidez de la economía, y con la redención inyecta liquidez). El supuesto subyacente para obtener las propiedades estadísticas deseadas con este método, es que estos instrumentos determinan la liquidez y que ésta variable es el único canal por el que los instrumentos explican los precios. Es decir, que se cumplen las características de relevancia y validez de los instrumentos. Los test estadísticos dan cuenta del cumplimiento de ambos criterios (ver Tabla

8 Esta variable se encuentra medida en frecuencia semanal, se considera a ésta como una variable en niveles, es decir se asume que los valores de las OMA fueron las mismas durante toda la semana. Es necesario destacar que en esta sección, esta variable se utiliza como instrumento para explicar la liquidez, no para explicar directamente los precios, razón por la que fue descartada en la sección V.1(i).

5). En el marco de Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MCC2E), la segunda etapa de la estimación es:

$$IP_t = \alpha_1 + \gamma LIQ_t + \theta FPJD_t + \beta_2 Dpto2_t + \beta_3 Dpto3_t + \phi_2 FPJD_t * Dpto2_t + \phi_3 FPJD_t * Dpto3_t + \varepsilon_t$$

En este modelo, las variables continuas se encuentran expresadas en logaritmos; éstas corresponden a los residuos de las regresiones explicadas en la sección anterior, implementadas para extraer el componente determinístico estacional.⁹ La especificación incluye 5 rezagos de todas las variables continuas, para obtener residuos ruido blanco según el test de Wooldridge (2002) de correlación serial para datos de panel. La categoría de referencia es el departamento de La Paz, las variables dicotómicas $Dpto2$ y $Dpto3$ representan a los departamentos de Santa Cruz y Cochabamba, respectivamente. En concordancia con el objetivo de testear con un enfoque diferente los resultados de la anterior sección, la variable dicotómica $FPJD_t$ toma el valor de uno para los días en los que la FPJ tuvo un efecto significativo sobre los precios (véase el Gráfico 3). Es decir, $FPJD_t=1$ los días en los que se realizó una FPJ y algunos días posteriores, 0 de otra manera¹⁰. El propósito es verificar la existencia de diferencias significativas en los precios entre ambas categorías. Así, los coeficientes de interés (θ , ϕ_2 y ϕ_3), representan la diferencia en el crecimiento de los precios cuando $FPJD_t=1$ respecto a cuando esta variable toma valores iguales a cero, en los departamentos de La Paz: θ , Santa Cruz: $\theta+\phi_2$, y Cochabamba: $\theta+\phi_3$.

Los resultados se presentan en la siguiente tabla. Los errores estándar fueron calculados mediante *bootstrap*. Nótese que los residuos son estacionarios y no presentan correlación serial. Para la lectura de los coeficientes, recuérdese que al ser éste un modelo del tipo log-lin con variables categóricas, el crecimiento en el nivel de precios cuando $FPJD_t=1$ en lugar de 0, es $g_{FPJD=0 \rightarrow 1} = e^\delta - 1$, donde δ representa a cualquiera de los coeficientes de interés: θ , $\theta+\phi_2$ o $\theta+\phi_3$. La primera

9 El test de raíz unitaria para datos de panel de Hadri (2000), más apropiado para la estructura $T \gg N$, sugiere que ambas variables son estacionarias, p-value para $IP_t=0,136$, p-value para $LIQ_t=0,269$; la H_0 es estacionariedad de la variable.

10 De acuerdo a los resultados del Gráfico 3: en La Paz, $FPJD_t=1$ el día de realización de la feria y cuatro días posteriores. En Santa Cruz, $FPJD_t=1$ el mismo día y dos días posteriores. En Cochabamba, $FPJD_t=1$ solamente el día de la feria.

fila de la tabla indica la existencia de una diferencia significativa en el nivel de precios en el departamento de La Paz por la realización de una feria, cuando $FPJDd_t=1$ en lugar de 0, el índice de precios de los cinco alimentos considerados decrece en 1,1% (nótese que $\delta = -0,012$). De igual manera, la segunda fila sugiere que la inflación disminuye en 0,9% en Santa Cruz en los períodos de implementación de las FPJ y los dos días posteriores ($\delta = -0,012+0,002$). La tercera fila exhibe resultados similares a los de la anterior sección: en Cochabamba no existe efecto de las FPJ ($\delta = -0,012+0,011$).

Un resultado adicional interesante está dado por la significatividad del coeficiente $\beta_3 = -0,032$, el mismo que sugiere la existencia de diferencias en el nivel promedio de precios de alimentos entre Cochabamba y los otros dos departamentos considerados, no así entre los precios de La Paz y Santa Cruz (nótese que se trata de la media condicional a la especificación del modelo). Este resultado respaldaría la noción del MDRyT de que Cochabamba tiene un comportamiento diferente en los precios.

TABLA 4: ESTIMACIONES CON DATOS DE PANEL

Variable dependiente:	Modelo Pooled-IV Ln IPC_5bienes
FPJ	-0,012** (-0,006)
FPJ x Dpto2	0,002* (0,016)
FPJ x Dpto3	0,0111** (0,005)
Dpto2	0,000 (0,000)
Dpto3	-0,032** (-0,016)
Ln Liquidez	-0,061** (0,031)
Constante	0,001* (0,000)
5 rezagos de las variables continuas	sí
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	24,684
Hansen J statistic (p-value)	0,198
Hadri LM unit root test in the residuals (p-value)	0,168
Wooldridge F tests in the residuals (p-value)	0,215
Observaciones	1.038

Bootstrap standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

VI. Conclusiones

El documento destaca la importancia de los precios de alimentos en el comportamiento de la inflación total en Bolivia. Se sugiere que la

inflación de alimentos representa el 27,3% de la inflación total y que los bienes alimenticios son los de mayor incidencia en la inflación total en los últimos años. La importancia del comportamiento de estos precios es recogida en los Informes de Política Monetaria del BCB de los últimos años.

A su vez, se plantea que los instrumentos no convencionales de política monetaria implementados por el BCB han sido efectivos para controlar la inflación monetaria. Sin embargo, ante *shocks* en los precios de alimentos son necesarios otro tipo de instrumentos. Las Ferias del Precio y Peso Justo, por su carácter preventivo, pueden constituirse en una herramienta interesante para controlar los precios de alimentos.

Utilizando datos diarios de precios oficiales de pollo, papa, tomate, cebolla y zanahoria en los departamentos de La Paz, Santa Cruz y Cochabamba, para el periodo mayo 2016-agosto 2017, el documento estima el efecto de las Ferias del Precio y Peso Justo implementadas durante el periodo 2016-2017. Dos estrategias metodológicas son utilizadas: en primera instancia se estima un modelo de ecuaciones simultáneas dinámicas y se calcula el multiplicador dinámico de las Ferias del Precio y Peso Justo, posteriormente se estima un modelo *pooled* por variables instrumentales. Los resultados sugieren que las Ferias del Precio y Peso Justo han disminuido el crecimiento de los precios de alimentos en 1,8% en La Paz y Santa Cruz. No se encontró efecto para Cochabamba, esto debido a la alta oferta de bienes alimenticios en este departamento.

Resulta necesario destacar que la implementación de las Ferias del Precio y Peso Justo se ha visto restringida por procesos administrativos relacionados con el desembolso de recursos. En el marco de los resultados de la presente investigación, se sugiere agilizar los mismos de manera que estas ferias se conviertan en “instrumentos de respuesta inmediata”.

Referencias bibliográficas

BALL, L. and N. G. MANKIW (1995). “Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks”, *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), pp. 161 – 193

BALTAGI, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, third edition, John Wiley & Sons Ltd., United Kingdom

BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2016). *Memoria*

BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2016a). *Informe de Política Monetaria*, enero

BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2016b). *Informe de Política Monetaria*, julio

BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2015a). *Informe de Política Monetaria*, enero

BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2015b). *Informe de Política Monetaria*, julio

BLINDER, A. “The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970s” in HALL, R. E. (Ed.) (1982) *Inflation: Causes and Effects*, The University of Chicago Press, United States of America, pp. 261 – 282

BLINDER, A. and J. RUDD “The Supply-Shock Explanation of the Great Stagflation Revisited” in BORDO, M. D. and A. ORPHANIDES (Eds.) (2013) *The Great Inflation. The Rebirth of Modern Central Banking*, The University of Chicago Press, United States of America, pp. 119 – 175

BOLÍVAR, O. (2016). “Bolivianización y la efectividad de la política monetaria”, Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Bolivia, *Cuadernos de Investigación Económica Boliviana*, 1(2)

BRUNNER, A. D. (2002). “El Niño and World Primary Commodity Prices: Warm Water or Hot Air?”, *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), pp. 176–183

CASHIN, P., K. MOHADDES, M. RAISSI (2017). “Fair weather or foul? The macroeconomic effects of El Niño”, *Journal of International Economics*, 106, pp. 37-54

CEREZO, S. y M. MORA (2014). “Relación no lineal entre inflación y crecimiento económico: evidencia empírica para Bolivia”, Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 21, pp. 9 – 36

CERNADAS, J. (2016). “Supermercados estatales: análisis del caso argentino (2014-2015)”, documento presentado en el II Congreso de Pensamiento Económico Latinoamericano, organizado por el Banco Central de Bolivia y la Asociación de Pensamiento Económico Latinoamericano, realizado los días 27 y 28 de octubre de 2016 en la ciudad de Cochabamba, Bolivia

CÉSPEDES, A. y J. COSSÍO (2015). “Profundización del proceso de remonetización en Bolivia: políticas y resultados”, Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 23, pp. 9 - 64

CLAESSENS, S. (2014). “An Overview of Macropudential Policy Tools”, IMF Working Paper WP/14/214, December

DASGUPTA, D., R. N. DUBEY, R. SATHISH (2011). “Domestic Wheat Price Formation and Food Inflation in India: International Prices, Domestic Drivers (Stocks, Weather, Public Policy), and the Efficacy of Public Policy Interventions in Wheat Markets”, Ministry of Finance Government of India, Working Paper No.2/2011-DEA, May.

DELL, M., B. F. JONES, B. A. OLKEN (2014). “What Do We Learn from the Weather? The New Climate-Economy Literature”, *Journal of Economic Literature*, 52(3), pp. 740 – 798.

ESTRADA, P., M. MORA, J. C. HEREDIA (2016). “Los efectos de la inflación y desequilibrios monetarios sobre la desigualdad en Bolivia”, documento presentado en el II Congreso de Pensamiento Económico Latinoamericano, organizado por el Banco Central de Bolivia y realizado los días 27 y 28 de octubre de 2016 en la ciudad de Cochabamba, Bolivia

FURCERI, D., P. LOUNGANI, J. SIMON, S. WACHTER (2015). "Global Food Prices and Domestic Inflation: Some Cross-Country Evidence", IMF Working Paper WP/15/133, June

GACETA OFICIAL DE BOLIVIA (2011). *Ley N° 144, Ley de la Revolución Productiva Comunitaria Agropecuaria*, de 26 de junio

GACETA OFICIAL DE BOLIVIA (2009). *Decreto Supremo 29894*, de 7 de febrero

HADRI, K. (2000). "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *The Econometrics Journal*, 3 (2), pp. 148 - 161

JEMIO, L. C., L. E. ANDERSEN, C. E. LUDEÑA, C. DE MIGUEL, M. PEREIRA (2014). "*La economía del cambio climático en Bolivia: estimación de impactos en equilibrio general*", Banco Interamericano de Desarrollo, Monografía No. 201, Washington, D.C.

LEWBEL, A. (2012). "Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 30, pp. 67 - 80

LIGHT, J. and T. SHEVLIN (1998). "The 1996 grain price shock: how did it affect food inflation?", Bureau of Labor Statistics, *Monthly Labor Review*, pp. 3 – 19

LÜTKEPOHL, H. "Vector autoregressive models" in HASHIMZADE, N. and M. A. THORNTON (Eds.) (2013) *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Limited, Great Britain, pp. 139 – 164

LÜTKEPOHL, H. (2007). *New Introduction to Multiple Time Series*, Springer Berlin Heidelberg, Germany

MINISTERIO DE DESARROLLO RURAL Y TIERRAS (2015). *Resolución Ministerial N° 046*, de 30 de enero

SALISU, A. A., K. O. ISAH, O. J. OYEWOLE, L. O. AKANNI (2017). "Modelling oil price-inflation nexus: The role of asymmetries", *Energy*, 125 (15), pp. 97 – 106

SEK, K. S. (2017). "Impact of oil price changes on domestic price inflation at disaggregated levels: Evidence from linear and nonlinear ARDL modeling", *Energy*, 130 (1), pp. 204 – 217

SMAGHI, L. B. (2009). "Conventional and Unconventional Monetary Policy", keynote lecture at the International Center for Monetary and Banking Studies (ICMB), Geneva, 28 April 2009

TOL, R.S.J. (2009). "The Economic Effects of Climate Change", *Journal of Economic Perspectives*, 23(2), pp. 29 – 51

WILLIAMS, J. C. (2011). "Unconventional Monetary Policy: Lessons from the Past Three Years", Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Letter 2011-31, October 3rd

WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, United States of America Cambridge, Massachusetts

ZUBIETA, G. (2016). "Análisis de los efectos de la inflación en el crecimiento económico: evidencia para la economía boliviana", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 24, pp. 9 – 47

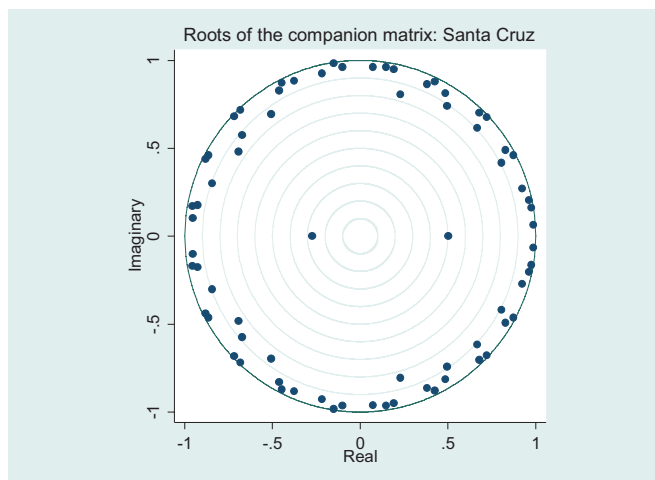
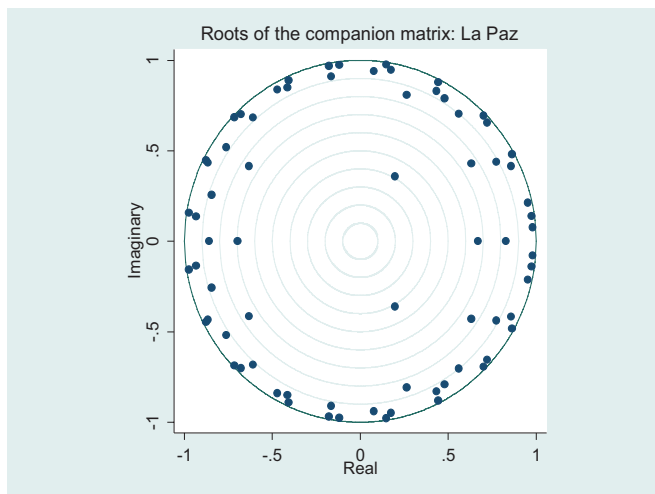
APÉNDICE

Lagrange-multiplier test (p-values)

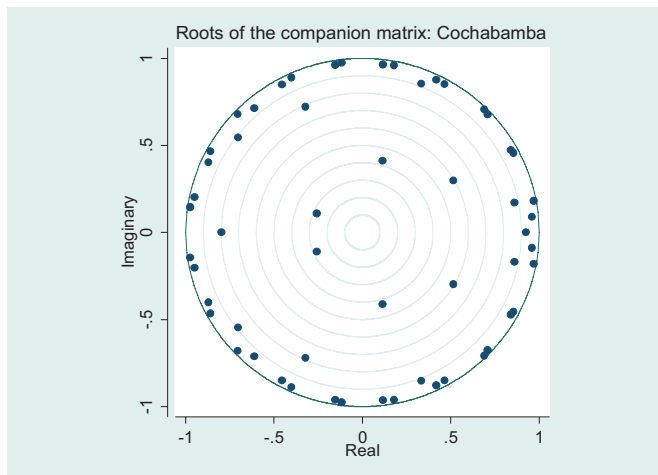
Rezago	LP	SC	CB
1	0,82491	0,43031	0,95901
2	0,73606	0,8716	0,10731
3	0,59665	0,5372	0,39631
4	0,84028	0,10554	0,63015
5	0,38668	0,30443	0,78893
6	0,73703	0,12921	0,10915
7	0,26373	0,20848	0,51518
8	0,6304	0,88632	0,16758
9	0,87247	0,48546	0,97753
10	0,10642	0,18948	0,80445
11	0,10157	0,77555	0,17788
12	0,96215	0,79172	0,83636
13	0,56491	0,14089	0,47153
14	0,86878	0,31082	0,30935
15	0,59216	0,45343	0,32516

H0: no autocorrelation at lag order

Eigenvalue stability condition



Eigenvalue stability condition (Cont.)



All the eigenvalues lie inside the unit circle.
 VAR satisfies stability condition.

Jarque-Bera test for normality of the residuals

Especificación:	P-value
La Paz	0,00124
Santa Cruz	0,00095
Cochabamba	0,00187

Ho: Normality

