

INFLACIÓN Y VARIACIÓN DE PRECIOS RELATIVOS DE LOS ALIMENTOS EN VENEZUELA

José Contreras*

Nora Guarata**

INVESTIGADOR SENIOR DE ECONOMÍA, BCV

Resumen:

El largo proceso inflacionario que ha sufrido Venezuela desde el año 74 ha generado grandes debates, así como varias formas para enfrentarlo. Los precios de los alimentos han tenido mayor impacto sobre la inflación en los últimos tiempos, por lo que conviene estudiar la relación entre la distribución de los precios relativos en alimentos y bebidas no alcohólicas y su impacto en el comportamiento del índice de precios al consumidor. Para ello se analiza la relación que existe entre las características de la distribución de precios relativos (varianza y asimetría) y la inflación a través de una curva de Phillips modificada. Se concluye que la distribución de precios relativos ayuda a explicar la inflación en Venezuela para el período estudiado.

Palabras claves: Inflación, curva de Phillips, Índice de Precios al Consumidor de alimentos y bebidas no alcohólicas, variación de precios relativos, varianza, asimetría.

Clasificación JEL: C12, C22, E31.

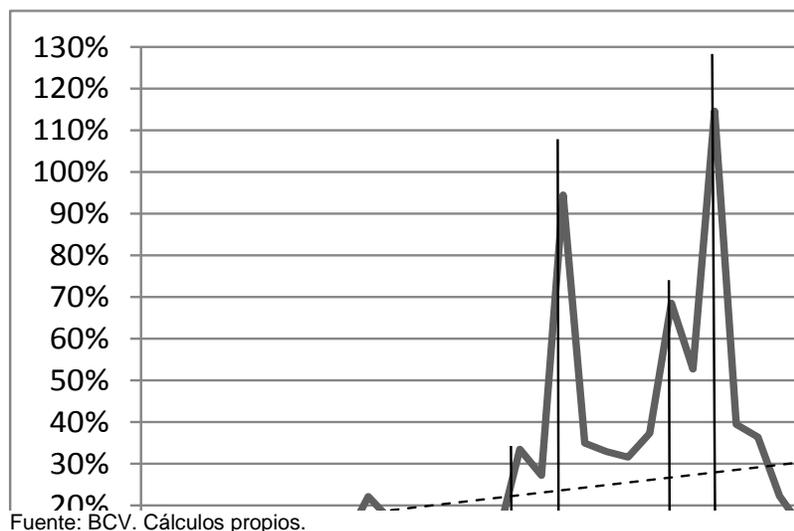
INTRODUCCIÓN

El largo proceso inflacionario que ha sufrido Venezuela desde el año 74 (el IPC ha estado permanentemente por encima del 10%) ha generado grandes debates así como posibles formas de enfrentarlo y eliminarlo.

Este trabajo es una extensión de uno previo sobre inflación y variación de precios relativos (Contreras & Guarata, 2013). Los precios de los alimentos (Lasso, 2008) determinan en gran medida el efecto regresivo o progresivo de la inflación sobre la distribución del ingreso y la pobreza. El crecimiento de los precios de los alimentos ha tenido mayor impacto sobre la inflación en los últimos tiempos, por lo tanto, conviene estudiar la relación entre la distribución de los precios relativos en alimentos y bebidas no alcohólicas y su impacto en el comportamiento del índice de precios al consumidor.

*. joscontr@bcv.org.ve / ** nguarata@bcv.org.ve

Gráfico 1: Variación de la inflación anual IPC-AMC



La visión de este análisis se basa en concebir la inflación como una combinación de comportamientos sectoriales de precios flexibles –sector agropecuario– con otros rígidos, como es el caso del sector manufacturero, donde los precios se forman por un *markup* sobre costos o por políticas de fijación de precios.

Por otra parte, teorías estructuralistas enfatizan el hecho de que cambios en los precios relativos, a causa de rigideces e inelasticidades, tienen efectos sobre el índice general de precios (Nath, 2002; Avella & Ferguson, 2003). La intuición es que existe una correspondencia biyectiva entre la estructura de cada proceso económico y el vector de precios relativos; por lo tanto, cambios en las estructuras requieren de cambios en los precios relativos (Assarsson, 2004; Fischer, 1981). Si los precios de algunos rubros son inflexibles a la baja, cambios en los precios relativos requieren incrementos en el nivel general de precios (Amano & Macklen, 1997; Langebaek & González, 2007). Repetidos cambios de estructuras pueden tener efectos inflacionarios (Caraballo & Usabiaga, 2004). En este caso, estrangulamientos continuos en el sector agrícola y el sector externo son causas permanentes de cambios en los precios relativos.

Siguiendo (Olivera, 1977), considérese al sector agrícola e industrial venezolano cuyos precios vienen dados por P_a y P_b respectivamente, por lo tanto, los precios relativos se expresan por $P = P_a/P_b$. El equilibrio oferta-demanda viene dado por $S(P,t) = D(P,t)$; derivando ambos términos se tiene que:

$$\frac{\partial S}{\partial P} \frac{\partial P}{\partial t} + \frac{\partial S}{\partial P} = \frac{\partial D}{\partial P} \frac{\partial P}{\partial t} + \frac{\partial S}{\partial P}$$

que en términos de elasticidades se escribe como:

$$\frac{1}{P} \frac{dP}{dt} (\varepsilon + \eta) = \frac{1}{S} \frac{\partial D}{\partial t} - \frac{1}{S} \frac{\partial S}{\partial t} = \delta - \sigma$$

es decir, si

$$p =: \frac{1}{P} \frac{dP}{dt},$$

entonces

$$p = p_a - p_b = \frac{\delta - \sigma}{\varepsilon + \eta}$$

En Venezuela, la demanda agrícola viene creciendo más rápido que la oferta, si los bienes industriales son inflexibles a la baja, entonces, los precios relativos deben cambiar. Con una oferta monetaria acomodaticia, la inflación de precios de los bienes del sector agrícola debe crecer más rápido que la inflación de los bienes industriales. Consideremos ahora el índice del nivel de precios como la media geométrica del índice de los industriales y el agrícola, es decir:

$$INPC_t = P_{at}^\alpha P_{bt}^{1-\alpha}$$

Luego la inflación viene dada por

$$\pi = \alpha p_a + (1 - \alpha) p_b.$$

Sustituyendo

$$p = p_a - p_b = \frac{\delta - \sigma}{\varepsilon + \eta}$$

en la ecuación

$$\pi = \alpha p_a + (1 - \alpha) p_b$$

se tiene que

$$\pi = \alpha \frac{\delta - \sigma}{\varepsilon + \eta} + p_b$$

Cuyo valor es positivo, si $p_b \geq 0$, y en razón de presiones estructurales que afectan los precios relativos.

El trabajo que a continuación se desarrolla analiza la relación que existe entre las características de la distribución de los precios relativos en alimentos y bebidas no alcohólicas y el comportamiento de la variación del índice de precios al consumidor. En la sección 2 se presenta el modelo sobre el cual se basa el análisis subsiguiente. La siguiente sección muestra tanto la caracterización como los resultados econométricos y en la sección 4 se concluye.

2. BASES PARA EL ANÁLISIS

En primer lugar se caracteriza la distribución de los precios relativos partiendo de su definición. El precio relativo de un bien i en el tiempo t se define como:

$P_{i,t}/IPC_t$. Se quiere evaluar el impacto de cambios entre $t-1$ y t en los precios relativos, es decir, estamos interesados en la diferencia porcentual entre $P_{i,t}/IPC_t$ y $P_{i,t-1}/IPC_{t-1}$. Esta diferencia es equivalente a la diferencia entre $\ln(P_{i,t}/IPC_t) - \ln(P_{i,t-1}/IPC_{t-1})$. Si se utiliza las propiedades de los logaritmos y reorganizando términos, podemos expresar la variación en precios relativos como $(\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}) - (\ln IPC_t - \ln IPC_{t-1})$

En este estudio se tomaron los precios de 265 productos de la canasta de bienes que componen el índice de precios, IPC¹. La canasta de productos se subdividió en alimentos y bebidas no alcohólicas y el resto de los productos. Esto se hizo con la finalidad de separar el grupo alimentos y bebidas no alcohólicas, para estudiar su incidencia en la inflación.

Dado que la distribución en la variación de precios relativos puede ser resumida por el segundo momento (varianza) y tercer momento (asimetría) y siguiendo la literatura sobre el tema (Parks, 1978), se procede a calcular la varianza de la distribución de precios relativos, VPR para cada mes:

¹ En el período que abarca el presente estudio, la canasta de bienes sufrió una modificación en enero 2008, por lo cual se procedió a incluir sólo aquellos bienes que tenían continuidad en la nueva canasta.

$$VPR_t = \left(\sum_{i=1}^n w_i (DP_{i,t} - Dp_i)^2 \right)^{1/2}$$

Donde n representa el número de productos en la canasta de bienes, w_i la participación del bien i en la canasta del IPC, $DP_{i,t}$ la variación logarítmica de los precios del bien i en el mes t frente al mes $t-1$, y Dp_t la variación logarítmica del IPC en el período t frente al período inmediatamente anterior.

De igual forma se procede a calcular el coeficiente ponderado de asimetría de la distribución de las variaciones en los precios relativos:

$$S_{t=} \sum_{i=1}^n w_i \left(\frac{DP_{i,t} - Dp_t}{VPR_t} \right)^3$$

Además de estos dos índices, se construye un índice ASYMX que combina la varianza en los precios relativos y la asimetría:

$$ASYMX_t = \sum_{i=1}^N w_i (DP_{i,t-} - Dp_t) \alpha_i^- + \sum_{i=1}^P w_i (DP_{i,t-} - Dp_t) \alpha_i^+$$

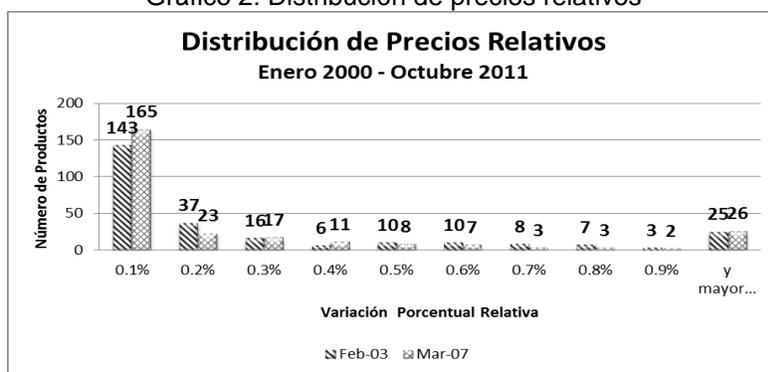
Donde α^+ y α^- son variables dicótomas que toman valor uno si la variación de precios cae en el 5% superior o inferior, respectivamente, de la distribución de la variación de precios relativos y $w_i (DP_{i,t-} - Dp_t)$ es la variación de precios relativos del bien i ponderada por su participación en la canasta.

2.1 Caracterización y análisis econométrico del IPC alimentos y bebidas no alcohólicas

Para una caracterización de la data utilizada, en el siguiente gráfico se presenta la distribución de la variación de los precios relativos para febrero 2003 y marzo 2007, que en el primer caso es el mes donde se registró una mayor inflación (5.51) y el segundo mes es aquel donde se registró la inflación más baja del período en estudio (-0.74); el gráfico muestra la variación del precio relativo de cada uno de los productos que componen la canasta que se tomó para este estudio, es decir, el precio de cada producto dividido por el IPC, con respecto al mes anterior. Las variaciones se agrupan por rango. Se observa que en marzo 2007 una mayor proporción de productos se agrupaba en el rango de 0 a 0.1%

en comparación con febrero 2003 y además era mayor el número de observaciones extremas (el número de productos con variación superior a 1% llegó a 26 en marzo 2007 frente a 25 en febrero 2007). A pesar de esas variaciones extremas, tanto la varianza como el coeficiente de asimetría de la distribución de la variación de precios relativos en febrero de 2003 fueron más elevados que en marzo de 2007, esto es consecuencia de la cantidad de productos que variaron sus precios en los tramos intermedios.

Gráfico 2: Distribución de precios relativos



Fuente: BCV. Cálculos propios.

A continuación se procede a calcular los tres índices de la distribución de los precios relativos, VPR, asimetría S y ASYMX, del grupo de alimentos y bebidas no alcohólicas. La razón de esta separación es para probar la hipótesis de que la variación de los precios relativos de los alimentos tiene una incidencia sobre la inflación.

En el siguiente gráfico, se presenta la distribución de la variación de los precios relativos para marzo 2007 y abril 2010. En esta primera fecha, se registró la menor inflación del grupo alimentos y bebidas no alcohólicas en toda la serie que se dispone, -4.67; mientras que en abril 2010 se registró la mayor inflación del mismo grupo, 5.2; en el gráfico se aprecia las variaciones de los precios de los productos que componen el grupo alimentos y bebidas no alcohólicas y que se recogen para la canasta del IPC. Al igual que en el caso del índice general de precios, se aprecia que la mayoría de los productos se agrupan en los extremos, en los rangos de 0 a 0.1% y en el rango de mayores al 1%. El comportamiento de los precios en ambos períodos es similar, sin embargo la varianza y la asimetría es mayor en abril 2010, donde se presenta una mayor inflación.

Gráfico 3: Distribución de precios relativos - alimentos



Se procede a realizar pruebas de raíz unitaria a las variables bajo estudio. Esto con la finalidad de determinar el orden de integración de las variables y de esta forma asegurarnos que no estamos en presencia de relaciones espurias. En esta parte del análisis las variables involucradas son: inflación medida como la variación del logaritmo del IPC, VPR alimentos, el coeficiente de asimetría S alimentos y ASYMX alimentos.

A continuación se reporta la prueba de raíz unitaria realizada, tanto la Dickey-Fuller aumentada, como la prueba de Phillips-Perron, donde se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% de significancia, por lo que se concluye que todas las variables son $I(0)$, es decir, estacionarias:

Cuadro 1: Prueba de Raíz Unitaria

	<i>Dickey-Fuller aumentada*</i>	<i>Phillips-Perron*</i>
DLOGIPC	-7,769535	-7,954481
VPRalimentos	-9,908322	-9,965682
Salimentos	-9,153602	-10,11185
ASYMXalimentos	-9,106154	-13,23975

Nota: *valor crítico al 1%: 3.47748. En todos los casos se rechaza la H_0 al 1%.

Fuente: cálculos propios.

Se grafica, para analizar la relación existente entre la inflación y cada uno de los índices que se han creado a nivel agregado: VPR alimentos, asimetría S alimentos y ASYMX alimentos. En los gráficos que siguen se presenta la relación contemporánea entre los índices antes mencionados y la inflación. Se observa una relación positiva pero sin embargo no es conclusiva, entre las variables y la inflación.

Gráfico 2: Inflación y VPR alimentos, ene 2000-oct 2011

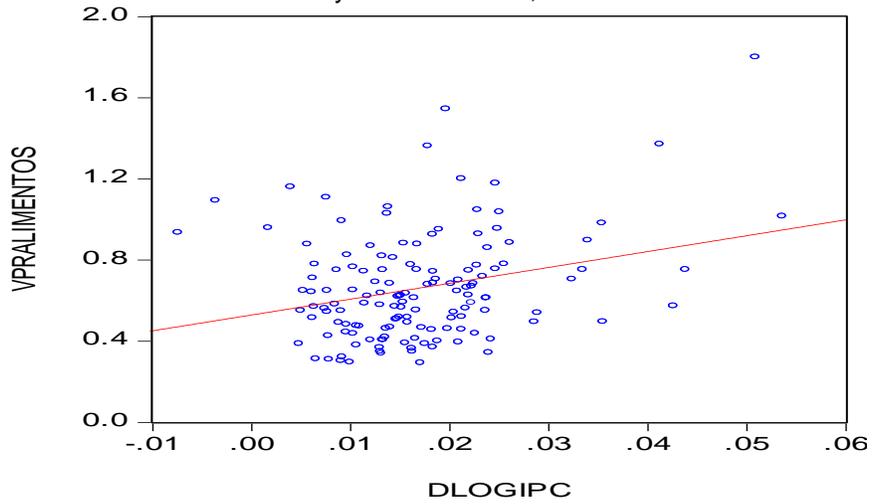
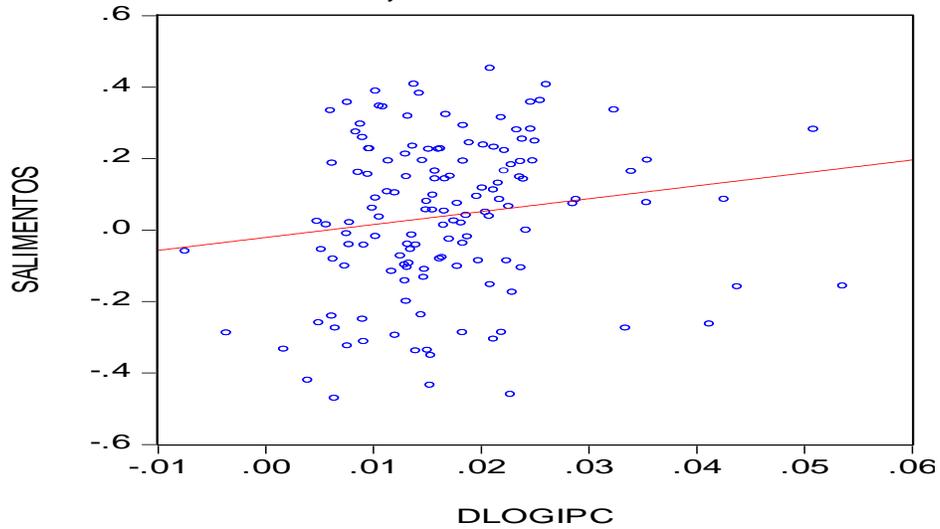
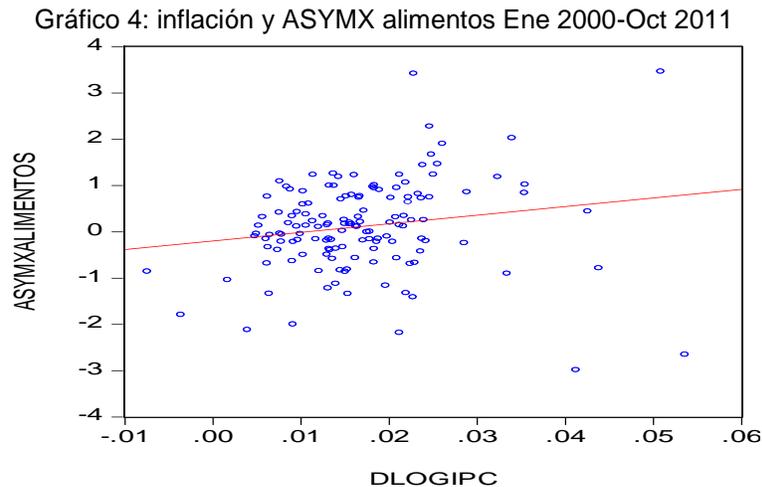


Gráfico 3: Inflación y S alimentos, ene 2000-oct 2011





Para confirmar la relación entre las variables, se hace la regresión de la inflación como variable dependiente y VPR alimentos y asimetría S alimentos como variables independientes, por un lado, y la inflación y la variable ASYMX alimentos por el otro. En paréntesis se muestra el estadístico t .

$$\text{Dlogipc}_t = 0.0138 + 0.011\text{VPRalimentos}_t + 0.009\text{Salimentos}_t$$

(5.736) (3.345) (2.125)

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0.2630$$

$$\text{Dlogipc}_t = 0.0209 + 0.0042\text{ASYMXalimentos}_t$$

(22.347) (4.762)

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0.3111$$

Estas regresiones confirman la relación que existe entre la inflación y los indicadores construidos. En ambas regresiones, los coeficientes resultan significativos. Como se puede observar, el ajuste de la regresión de la inflación, VPR alimentos y la asimetría S alimentos en forma independiente, es menor que el ajuste de la regresión que considera la variable que combina ambas variables, ASYMX.

2.2 Regímenes inflacionarios

A continuación, se procede a realizar pruebas para identificar cambios estructurales en el comportamiento de la inflación. El resultado es que mientras en la regresión de inflación, VPR alimentos y S alimentos, no se rechaza la H_0 de la

no existencia de cambio estructural, cuando se utiliza ASYMX alimentos, se rechaza esa misma hipótesis.

Cuadro 2: Prueba Quandt-Andrews

<i>Regresión</i>	<i>Estadísticos</i>	<i>Valor</i>	<i>Probabilidad</i>
Inflación=VPRalimentos + Salimentos	Maximun Wald F-Estadístico	9.913	0.218
	Exp Wald F-Estadístico	2.998	0.160
	Ave Wald F-Estadístico	4.679	0.137
Inflación = ASYMXalimentos	Maximun Wald F-Estadístico	18.367	0.003
	Exp Wald F-Estadístico	7.0252	0.001
	Ave Wald F-Estadístico	11.679	0.001

Nota: Ho: No hay cambio estructural en 2007M10. Las probabilidades se calculan usando el método de (Hansen, 1997) (Hansen, 2001).

Fuente: Cálculos propios.

Se procedió a realizar la prueba de Chow, con la cual se concluye que existe un cambio estructural en 2007M10, para todas las especificaciones, tal como se muestra en el siguiente cuadro.

Cuadro 3: Prueba Chow

<i>Regresión</i>	<i>Estadísticos</i>	<i>Valor</i>	<i>Probabilidad</i>
Inflación = VPRalimentos + Salimentos	F-Estadístico	9.913	0.000
	Log likelihood ratio	28.072	0.000
	Wald F-Estadístico	29.740	0.000
Inflación = ASYMXalimentos	F-Estadístico	18.367	0.000
	Log likelihood ratio	33.493	0.000
	Wald F-Estadístico	36.733	0.000

Nota: Ho: No hay cambio estructural en 2007M10.

Fuente: Cálculos propios.

Basados en los resultados de la prueba de Chow, se concluye que existen dos regímenes inflacionarios en el periodo estudiado. A continuación se presenta un resumen que caracteriza cada uno de ellos:

Cuadro 4: Regímenes inflacionarios

	<i>Inflación</i>				
	<i>Promedio</i>	<i>Desviación</i>	<i>VPR</i>	<i>S</i>	<i>ASYMX</i>
		<i>Estándar</i>	<i>alimentos</i>	<i>alimentos</i>	<i>alimentos</i>
2000M1 - 2007M09	0.014	0.008	0.009	0.004*	-0.0004*
2007M10 - 2011M10	0.021	0.007	0.012	0.009	0.004

Nota: * Este valor no es estadísticamente significativo

Fuente: Cálculos propios.

En conclusión, se pueden describir dos regímenes de inflación. El primero que va de enero 2000 a septiembre 2007 que puede caracterizarse como de baja inflación, y menor volatilidad, mientras el período de octubre 2007 a octubre 2011, donde la inflación es más alta y con una mayor volatilidad.

2.3 Causalidad entre VPR alimentos, asimetría S alimentos, ASYMX alimentos y la inflación

Se presentan los resultados de la prueba de causalidad de Granger, donde no se rechaza la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger, para ninguno de los períodos especificados anteriormente, excepto para el período 2000M1-2011M10, para el caso de dlogipc que causa a ASYMX alimentos en una sola dirección.

Cuadro 5: Pruebas de Causalidad de Granger

Variable:	Causa a:	Muestra		
		2000M1- 2011M10	2000M1- 2007M9	2007M10- 2011M10
dlogipc	VPRalimentos	*	*	*
VPRalimentos	dlogipc	*	*	*
dlogipc	Salimentos	*	*	*
Salimentos	dlogipc	*	*	*
dlogipc	ASYMXalimentos	**	*	*
ASYMXalimentos	dlogipc	*	*	*

Notas: * No se rechaza la hipótesis nula de No causalidad en el sentido de Granger.

** Se rechaza la hipótesis nula de No causalidad en el sentido de Granger al 5%.

Fuente: Cálculos propios

Adicionalmente se aplicó la prueba de causalidad de Granger utilizando un VAR, tanto para la muestra completa como para los dos regímenes inflacionarios que se determinaron en la sección anterior. Los resultados de la prueba de causalidad de Granger usando la especificación de un VAR, indican que no hay causalidad de Granger, excepto, nuevamente, en el caso de ASYMX alimentos y Dlogipc para el período completo de la muestra (2000M1-2011M10) y para el período 2007M09-2011M10 (ver Anexo 1).

2.4 Pruebas de causalidad contemporánea

A continuación se presentan los resultados de la aplicación de la prueba de causalidad instantánea o contemporánea.

Cuadro 6: Resultados prueba de Causalidad Instantánea

Variables	Muestra		
	2000M1- 2011M10	2000M1- 2007M9	2007M10- 2011M10
dlogipc y VPRalimentos	11.13024* (0.0251)	8.366942* (0.0790)	11.32064* (0.0232)
dlogipc y Salimentos	2.540674 (0.6374)	8.843132* (0.0651)	8.942444* (0.0626)
dlogipc, VPRalimentos y Salimentos	18.11347* (0.0339)	15.03338* (0.0900)	16.50846* (0.0570)
dlogipc y ASYMXalimentos	11.61140* (0.0205)	7.989429* (0.0920)	3.799754 (0.4338)

Nota: se muestra el valor del estadístico y entre paréntesis el valor p.

* Se rechaza la hipótesis nula de no causalidad instantánea.

Fuente: Cálculos propios.

El cuadro 6 muestra que para el caso de dlogipc y la VPR alimentos, para todos los períodos estudiados, no se puede rechazar la hipótesis de causalidad instantánea o contemporánea, es decir, las series exhiben una correlación contemporánea estadísticamente significativa. Para la dlogipc y la asimetría S alimentos, los resultados son mixtos, cuando se usa la muestra completa no se presenta causalidad instantánea, mientras que para ambas submuestras, no podemos rechazar la hipótesis de causalidad instantánea. Cuando se prueba la casualidad combinando VPR alimentos y la asimetría S alimentos, no se rechaza la causalidad instantánea en ninguno de los períodos estudiados. Finalmente para la dlogipc y el índice ASYMX alimentos, se consigue causalidad contemporánea en toda la muestra y en la submuestra 2000M – 2007M9, mientras que en la segunda submuestra se rechaza la H_0 de no causalidad instantánea.

2.5 Resultados de exogeneidad

En el proceso marginal de cada una de las variables (VPR, S Y ASYMX) representado por un proceso autoregresivo, se aplicó la prueba de variables omitidas para probar que la inflación contribuye a explicar cada una de estas variables (Engle, et al, 1983). Esto llevó a incorporar rezagos de la inflación a las especificaciones del proceso marginal. Los resultados de estas pruebas indican que la inflación contribuye a explicar cada una de las variables VPR, S y ASYMX, por lo que el proceso marginal contiene la variable inflación rezagada.

En el proceso condicional, se estimó el mejor modelo para la inflación, con rezagos de la propia variable, así como cada una de las variables de la distribución de los precios relativos, tanto contemporánea como rezagada; para probar la existencia de exogeneidad débil, se incluyeron los residuos obtenidos de la regresión marginal en la regresión condicional y se probó la hipótesis de significancia del parámetro del término de error.

En todos los casos no se pudo rechazar la hipótesis H_0 , que los residuos provenientes de la regresión marginal, en la regresión condicional, no son estadísticamente significativos. Esto lleva a concluir que la variable relacionada con la distribución de los precios relativos, es decir, VPR alimentos, S alimentos y ASYMX alimentos, es exógena débil con respecto a la inflación para los parámetros del proceso condicional (ver Anexo 2).

2.6 Curva de Phillips modificada

Basándonos en los resultados de exogeneidad débil encontrados previamente, donde asumimos que las variables de la distribución de precios son exógenas, se procede a formular una curva de Phillips. Siendo Venezuela una economía abierta, es conveniente definir el índice de precios como el ponderado entre los precios internos, aproximado por los salarios, y el precio promedio de las importaciones, es decir $P = W^\alpha (EP^*)^\beta$.

De esta última expresión se desprende que $\pi = \alpha w + \beta(e + p^*)$, donde las letras minúsculas denotan las tasas de crecimiento correspondiente. Por otra parte, la curva de Phillips representa una correlación negativa no lineal entre la tasa de crecimiento de los salarios w_t y la tasa de desempleo U_t , es decir,

$w_t = -a + bU_t^{-\alpha}$; posteriormente, diferentes trabajos remplazaron el nivel de desempleo por el nivel de actividad económica y afirmaron que la relación inversa era estable entre salarios y actividad económica. Así, a partir de $\pi = \alpha w + \beta(e + p^*)$ y la forma de la curva Phillips, se puede intuir una relación entre inflación, actividad económica y tipo de cambio.

La forma de la curva de Phillips es:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^p \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^k GAP_{t-j} + \sum_{j=1}^k Tc_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde π es la inflación mensual medida como la diferencia logarítmica del IPC. El modelo incluye rezagos de la inflación que persiste en el tiempo. La variable GAP es una medida del ciclo económico; para esta variable GAP se utilizó el IGAEM y el índice de comercio al detal, ambas desestacionalizadas y logarítmicas. El IGAEM (índice General de Actividad Económica Mensual), es un índice que se construye en el Banco Central de Venezuela, para medir la actividad económica de forma mensual. El GAP se construyó como la diferencia entre la variable en nivel y el filtro de Hodrick-Prescott. Además se incluyó la variación logarítmica del tipo de cambio no oficial.

A partir de esta especificación, se consideran dos versiones. Una primera versión pretende explicar la inflación en base a la propia inflación pasada, el ciclo económico y el tipo de cambio, mientras que una segunda versión incluye adicionalmente, las variables relacionadas con la distribución de los precios relativos, VPR alimentos, S alimentos, ASYMX alimentos.

Si en la segunda regresión, que incluye las variables relacionadas con la distribución de los precios relativos, resultan los coeficientes de dichas variables significativos y mejoran el ajuste de la regresión, eso nos indicaría que las variables contribuyen a explicar la inflación. La forma de incluir las variables fue, primero incluyendo VPR alimentos y S alimentos, o alternativamente, el índice combinado ASYMX alimentos. A todas las variables a ser utilizadas se les hizo la prueba de raíz unitaria para determinar su orden de integración, donde resultó que todas ellas son $I(0)$.

Cuadro 7: Prueba de Raíz Unitaria

	<i>Dickey-Fuller aumentado*</i>	<i>Phillips-Perron*</i>
GAPIGAEMSA	-4.562.672	-4.500.059
GAPCOMERCIODETALSA	-3.039.771	-3.794.870
DLOGTDC	-8.158.134	-8.131.032
VPRalimentos	-9,908322	-9,965682
Salimentos	-9,153602	-10,11185
ASYMXalimentos	-9,106154	-13,23975

Nota: *valor crítico al 1%: 3.47748. En todos los casos se rechaza la H_0 al 1%

Fuente: cálculos propios.

El mejor ajuste se presenta cuando se usa el IGAEM como medida de la actividad económica, por lo que los resultados se refieren a esta variable. La selección del mejor modelo se realizó mediante un procedimiento donde se elimina sucesivamente aquellas variables menos significativas en el modelo (de acuerdo al estadístico t), hasta que las variables que quedan en el modelo son significativas, esta metodología esta describe en (Brüggemann & Lütkepohl, 2000)

A continuación se presenta el cuadro que resume las estimaciones realizadas:

Cuadro 8: Estimación curva de Phillips diferentes escenarios

	1.1	1.2	1.3
	<i>IGAEM</i>	<i>IGAEM Incluye VPR alimentos</i>	<i>IGAEM Incluye ASYMX alimentos</i>
C	0.00466 (2.244)	0.015965 (2.841698)	0.003769 (1.963700)
DLOGIPC(-1)	0.279994 (3.7528)	0.184757 (2.673793)	0.261801 (3.821869)
DLOGIPC(-4)	0.196245 (2.7127)	0.182353 (2.750268)	0.202040 (3.047825)
DLOGIPC(-6)	0.152024 (1.9871)	0.190781 (2.540180)	0.142705 (2.016623)
GAPIGAEMSA(-2)	-0.047768 (-2.8135)	-0.045758 (-2.915877)	-0.049020 (-3.143976)
GAPIGAEMSA(-3)	0.075546 (4.4637)	0.076592 (5.009851)	0.078529 (5.060562)
DLOGTDC(-1)	0.022850 (2.3231)	0.018230 (2.069584)	0.021677 (2.403628)
DLOGTDC(-3)	0.027689 (2.8293)	0.030353 (3.453150)	0.028228 (3.137030)
DLOGTDC(-10)	0.021769 (2.1547)	0.023547 (2.591640)	0.021010 (2.269133)
DLOGTDC(-12)	0.030402 (3.1069)	0.027585 (3.123959)	0.026065 (2.892596)
VPR alimentos		0.008096 (4.138932)	
ASYMX alimentos			0.001541 (2.147833)
ASYMX alimentos(-9)			0.001182 (1.660865)
Adjusted R-squared	0.369001	0.425049	0.396345

Nota: en paréntesis estadístico t.

Fuente: Cálculos propios.

Dado el cuadro anterior, podemos llegar a las siguientes conclusiones: en primer lugar, no se pudo obtener una regresión donde la variable asimetría S alimentos fuera significativa, así como tampoco se pudo obtener ninguna regresión donde ambas variables, VPR alimentos y la asimetría S alimentos, fueran significativas dentro de la misma regresión. La contribución de las variables asociadas a la distribución de los precios relativos para explicar la inflación es entre 2 y 5%, siendo la VPR alimentos la de mayor contribución (5%), y la contribución de ASYMX alimentos es de 2%.

Con estos resultados, se puede afirmar que la estimación de la inflación a partir de la curva de Phillips, donde se incluye el tipo de cambio, mejora cuando se tiene en cuenta momentos de la distribución de la variación de los precios relativos como determinante de la inflación, ya sea VPR alimentos o ASYMX alimentos.

Ya que las variables de la distribución de precios relativos presentan causalidad contemporánea, y no son exógenas fuerte, no es recomendable que las regresiones anteriores sean utilizadas para hacer pronósticos de la inflación. Se realizó un ejercicio adicional, donde se selecciona la mejor curva de Phillips, sin que incluya dentro de las variables explicativas los momentos VPR alimentos, S alimentos y ASYMX alimentos contemporáneos, sino solamente rezagos de estas variables.

Cuadro 9: Estimación curva de Phillips diferentes escenarios sin variables de la distribución de precios relativos contemporáneas

	1.1	1.2	1.3
	IGAEM	IGAEM Incluye VPR alimentos	IGAEM Incluye ASYMX alimentos
C	0.00466 (2.244)		0.003950 (1.905869)
DLOGIPC(-1)	0.279994 (3.7528)	0.328262 (4.784597)	0.281553 (3.844014)
DLOGIPC(-4)	0.196245 (2.7127)	0.238920 (3.586916)	0.209110 (2.937415)
DLOGIPC(-6)	0.152024 (1.9871)	0.173532 (2.316246)	0.180030 (2.369366)
GAPIGAEMSA(-2)	-0.047768 (-2.8135)	-0.041187 (-2.459978)	-0.046222 (-2.769770)
GAPIGAEMSA(-3)	0.075546 (4.4637)	0.075650 (4.435394)	0.078453 (4.710362)
DLOGTDC(-1)	0.022850 (2.3231)	0.024378 (2.472600)	0.022220 (2.295742)
DLOGTDC(-3)	0.027689 (2.8293)	0.027535 (2.775224)	0.029724 (3.083456)
DLOGTDC(-10)	0.021769 (2.1547)	0.022514 (2.217386)	0.022635 (2.268871)
DLOGTDC(-12)	0.030402 (3.1069)	0.031476 (3.204714)	0.026627 (2.737147)
VPR alimentos(-7)		0.003715 (1.873358)	
ASYMX alimentos(-3)			-0.001335 (-1.935584)
ASYMX alimentos(-9)			0.001286 (1.795580)
Adjusted R-squared	0.369001	0.361123	0.392012

Nota: en paréntesis estadístico t.

Fuente: Cálculos propios.

De este cuadro se puede resaltar que en la regresión que incluye solamente los rezagos de ASYMX alimentos, el neto del coeficiente de los rezagos no tiene el signo esperado. En el caso de la asimetría S alimentos, no se encuentra ningún rezago que sea significativo para ser incluido en una regresión de la curva de Phillips planteada. Los $\overline{R^2}$ son menores que los obtenidos en las regresiones del cuadro 8.

De igual forma, de estos resultados se desprende que no hay una curva de Phillips que incluya sólo rezagos de los momentos de la distribución de precios relativos, que mejore la curva planteada inicialmente, la cual incluye los momentos de la distribución de los precios relativos de manera contemporánea y en particular de ASYMX alimentos.

¿Cuál es la lección aprendida? La formulación teórica que relaciona los elementos estructurales del sector agroindustrial que impacta el índice inflacionario

viene dado por $\pi = \alpha \frac{\delta - \sigma}{\varepsilon + \eta} + p_b$, indicando que desajustes estructurales en el sector agrícola tiene impactos importantes en la inflación; por otra parte, la experimentación econométrica conduce a encontrar una relación del siguiente tipo:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^p \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^k GAP_{t-j} + \sum_{j=1}^k TC_{t-j} + \sum_{j=1}^k VPR_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde VPR representa la variación de precios relativos de los alimentos, es decir, no se rechaza la hipótesis que dada una inercia inflacionaria, la actividad económica, los costos (tipo de cambio) y las estructuras de oferta y demanda del sector agroindustrial tengan efecto sobre el índice π .

3.- CONCLUSIONES

3.1. Resultados econométricos

En este trabajo se evidencia que para Venezuela existe una relación contemporánea positiva entre la variación de precios relativos de los alimentos y la inflación, así como el índice que combina la variación de precios relativos y la asimetría S y la inflación.

La estimación de la inflación a partir de la curva de Phillips, donde se incluye el tipo de cambio, mejora cuando se tiene en cuenta momentos de la distribución

de la variación de los precios relativos de alimentos como determinante de la inflación, ya sea VPR o ASYMX y especialmente la primera variable, VPR.

Si bien la estimación de la inflación a través de una curva de Phillips mejora cuando se toma en cuenta los momentos de la variación de los precios relativos, también es cierto que no existe un poder predictivo de estos momentos, cuando se descuenta la correlación contemporánea entre estos y la inflación.

3.2. Implicaciones de política

Hay evidencia que cambios climáticos, encarecimiento continuo de alimentos importados (por precios externos o devaluaciones), choques al proceso de producción agroindustrial por la interconexión de mercados internacionales de alimentos con instrumentos financieros (mercados de futuros), falta de flujos continuos de insumos e inversiones y cambios estructurales en los flujos de consumo de productos de la agroindustria pueden conducir a potenciar los procesos inflacionarios. La inflación actúa como una tasa que distorsiona las señales de precios, impide selección de proyectos, y por lo tanto, la planificación de inversiones para la generación de los bienes y servicios que la economía demanda.

En la mayoría de los casos la inflación conduce a una contracción, no solo de bienes producidos, sino también, en la variedad de los mismos. Por lo tanto, es imperante definir un plan agroindustrial estable y sostenible en el tiempo para mitigar los riesgos de inflación alta. Para lograr la efectividad, se requiere de la combinación adecuada de conocimientos técnicos y administrativos, relacionados con las empresas agrícolas y agroindustriales, dentro de un contexto de carácter económico, logístico y tecnológico, acorde con las posibilidades de contribuir efectivamente al desarrollo económico y social.

En el anexo 3 se muestran los resultados de flujos de producción de algunos rubros que permiten amortiguar el impacto inflacionario y conducir, en el futuro, a incrementar las exportaciones. Situación que incide positivamente sobre la estructura de costos provenientes del tipo de cambio. El modelo se desarrolló dentro de la filosofía de dinámica de sistemas.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Amano, R., & Macklen, R. (1997), "Menu costs, relative price and inflation: Evidence for Canada", *Bank of Canada Working Paper*.

- Assarsson, B. (2004), "Inflation and relative price changes in the Swedish economy", *Economic Review* 3.
- Avella, M., & Ferguson, L. (2003), "El ciclo económico. Enfoques e ilustraciones. Los ciclos de Estados Unidos y Colombia", *Borradores de Economía, Banco de la República* 284.
- Brüggemann, R., & Lütkepohl, H. (2000), "Lag selection in subset VAR models with an application to a U.S. monetary system", *Econometric Society World Congress, Contributed papers* 0821.
- Caraballo, M., & Usabiaga, C. (2004), "Inflation and Relative Prices: Empirical Evidence for the Spanish Economy", *Problems and Perspectives in Management* 3.
- Contreras, J., & Guarata, N. (2013), *Inflación y variación de precios relativos en Venezuela*, Caracas.
- Engle, R., Hendry, D., & Jean-Francois, R. (1983), "Exogeneity", *Econometría*, Vol. 51, 2.
- Fischer, S. (1981), "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Hansen, B. (1997), "Approximate asymptotic p-values for structural change tests", *Journal of Business and Economic*.
- (2001), "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, 4.
- Langebaek, A., & González, E. (2007), "Inflación y Precios Relativos en Colombia", *Borradores de Economía*, 459.
- Lasso, F. (2008), "Impacto de los cambios de precios relativos en pobreza y desigualdad en Colombia: 1998-2007", *ensayos sobre Política Económica*, Vol. 26, 57.
- Nath, H. (2002), "Inflation and Relative Price Variability: Short-run vs. Long-run", *Economics Letters*, 82.
- Olivera, J. (1977), *Economía clásica actual*, Buenos Aires: Macchi.
- Parks, R. (1978), "Inflation and relative Price Variability", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1.

ANEXOS

Anexo 1: Causalidad utilizando VAR

Dlogipc VPR alimentos
 2000M1 – 2011M10
 VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 07/18/13 Time: 14:17
 Sample: 2000M01 2011M10
 Included observations: 129

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
VPRALIMENTOS	12.45062	12	0.4102
All	12.45062	12	0.4102

Dependent variable: VPRALIMENTOS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	10.09455	12	0.6077
All	10.09455	12	0.6077

Nota: Para todos los VAR se incluyeron 12 rezagos.

2000M1 – 2007M9
 VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 07/18/13 Time: 14:19
 Sample: 2000M01 2007M09
 Included observations: 80

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
VPRALIMENTOS	6.513324	12	0.8880
All	6.513324	12	0.8880

Dependent variable: VPRALIMENTOS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	10.28769	12	0.5907
All	10.28769	12	0.5907

2007M10 – 2011M10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 07/18/13 Time: 14:20

Sample: 2007M10 2011M10

Included observations: 49

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
VPRALIMENT			
OS	13.78507	12	0.3146
All	13.78507	12	0.3146
Dependent variable: VPRALIMENTOS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	9.737369	12	0.6390
All	9.737369	12	0.6390

Dlogipc S alimentos

2000M1 – 2011M10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 07/18/13 Time: 14:24

Sample: 2000M01 2011M10

Included observations: 129

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SALIMENTOS			
SALIMENTOS	8.074117	12	0.7793
All	8.074117	12	0.7793
Dependent variable: SALIMENTOS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	17.99010	12	0.1160
All	17.99010	12	0.1160

2000M1 – 2007M9

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 07/18/13 Time: 14:25

Sample: 2000M01 2007M09

Included observations: 80

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SALIMENTOS	6.231891	12	0.9039
All	6.231891	12	0.9039

Dependent variable: SALIMENTOS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	15.00365	12	0.2412
All	15.00365	12	0.2412

2007M10 – 2011M10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 07/18/13 Time: 14:26

Sample: 2007M10 2011M10

Included observations: 49

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SALIMENTOS	14.08607	12	0.2952
All	14.08607	12	0.2952

Dependent variable: SALIMENTOS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	7.520422	12	0.8214
All	7.520422	12	0.8214

Dlogipc ASYMX alimentos
 2000M1 – 2011M10
 VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 07/18/13 Time: 14:27
 Sample: 2000M01 2011M10
 Included observations: 129

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
ASYMXALIME NTOS	13.78229	12	0.3148
All	13.78229	12	0.3148

Dependent variable: ASYMXALIMENTOS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	22.54470	12	0.0318
All	22.54470	12	0.0318

2000M1 – 2007M9
 VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 07/18/13 Time: 14:29
 Sample: 2000M01 2007M09
 Included observations: 80

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
ASYMXALIME NTOS	6.524555	12	0.8874
All	6.524555	12	0.8874

Dependent variable: ASYMXALIMENTOS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	13.46285	12	0.3363
All	13.46285	12	0.3363

2007M10 – 2011M10
 VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 07/18/13 Time: 14:31
 Sample: 2007M10 2011M10
 Included observations: 49

Dependent variable: DLOGIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
ASYMXALIME			
NTOS	13.62695	12	0.3252
All	13.62695	12	0.3252

Dependent variable: ASYMXALIMENTOS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLOGIPC	20.85121	12	0.0526
All	20.85121	12	0.0526

Anexo 2. Pruebas de Exogeneidad Débil

Dlogipc y VPR alimentos

Modelo Marginal para VPR

LS VPRalimentos VPRalimentos(-1) VPRalimentos(-2) VPRalimentos(-4)
 VPRalimentos(-9) DLOGIPC(-1) DLOGIPC(-11)

Modelo condicional para Inflación

LS DLOGIPC DLOGIPC(-1) DLOGIPC(-4) VPRalimentos RESIDUALVPRalimentos

Ho: $\lambda = 0$ estadístico t = 0.409 p-value 0.682

Dlogipc y S alimentos

Modelo Marginal para S

LS Salimentos Salimentos(-1) Salimentos(-5) Salimentos(-12) DLOGIPC(-6)

Modelo condicional para Inflación

LS DLOGIPC C DLOGIPC(-1) DLOGIPC(-4) RESIDUALSalimentos

Ho: $\lambda = 0$ estadístico t = 1.341 p-value 0.182

Dlogipc y ASYMX alimentos

Modelo Marginal para ASYMX

LS ASYMXalimentos ASYMXalimentos(-1) ASYMXalimentos(-2) ASYMXalimentos(-3) DLOGIPC(-5) DLOGIPC(-6) DLOGIPC(-12)

Modelo condicional para Inflación

LS DLOGIPC C DLOGIPC(-1) DLOGIPC(-4) ASYMXalimentos ASYMXalimentos(-9) RESIDUALASYMXalimentos

Ho: $\lambda = 0$ estadístico t = -1.007 p-value 0.315

Anexo 3. Objetivos volumétricos para un plan agrícola (utilizando Vensim²)

Resultados de la simulación de la carne de bovino

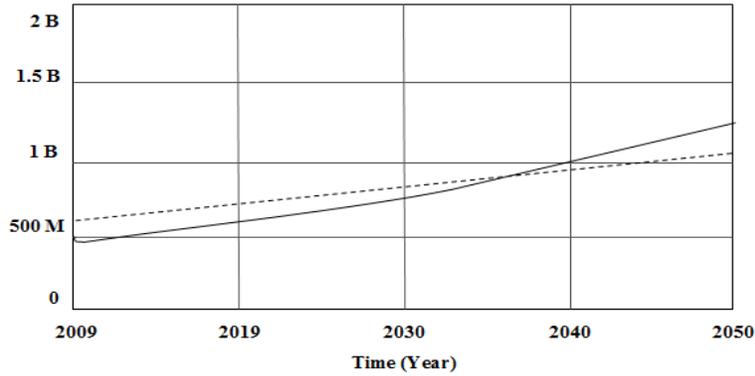
1. Tasa de Crecimiento:

- i. Máximo crecimiento histórico: 8,17% - Año 1990
- ii. Crecimiento actual: 2,55%
- iii. Crecimiento propuesto: 10%

2. Meta: Alcanzar superávit de producción antes del año 2015, disminuir las importaciones, impacto negativo en la balanza de pago (divisas) y reducir la inflación.

² Software de simulación de modelos de dinámica de sistemas.

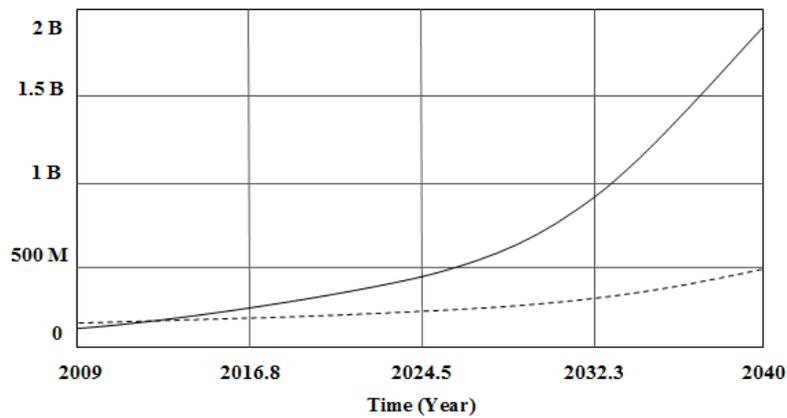
Producción y Consumo de Carne de Bovino



"Producción de bovino 1987 - 2020": basebovino —————
 Total consumo de carne bovino: basebovino - - - - -

Crecimiento actual de: 2,55 %

Producción y Consumo de Carne de Bovino

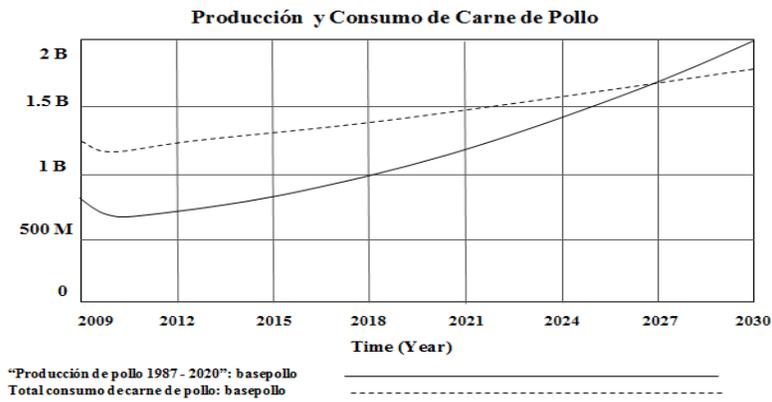


"Producción de bovino 1987 - 2020": ALTObovino —————
 Total consumo de carne bovino: ALTObovino - - - - -

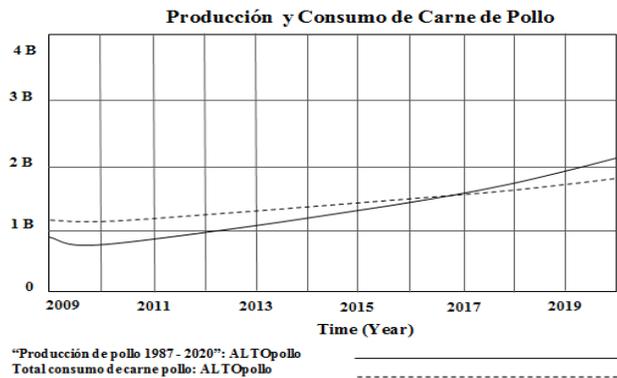
Crecimiento propuesto: 10%

Resultados de la simulación de carne de pollo

1. Tasa de Crecimiento:
 - i. Máximo crecimiento histórico: 9,79% - Año 1993
 - ii. Crecimiento actual: 5%
 - iii. Crecimiento propuesto: 9%
2. Meta: Alcanzar superávit de producción antes del año 2017, disminuir las importaciones, impacto negativo en la balanza de pago (divisas) y reducir la inflación.



Crecimiento actual de: 5 %



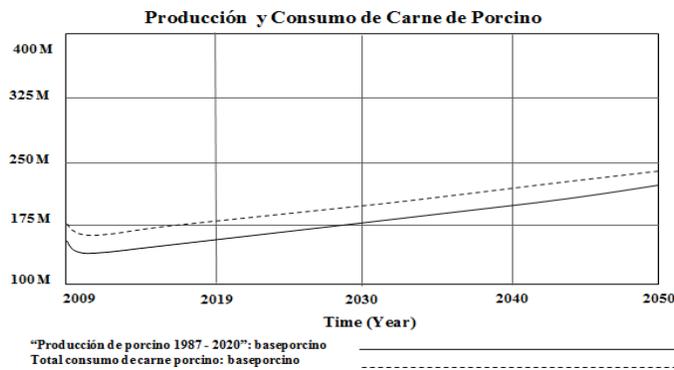
Crecimiento propuesto: 9%

Resultados de la simulación de carne de porcino

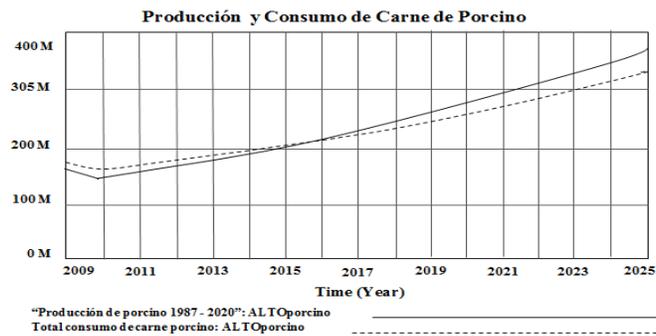
1. Tasa de Crecimiento:

- i. Máximo crecimiento histórico: 5,35% - Año 1988
- ii. Crecimiento actual: 1%
- iii. Crecimiento propuesto: 6%

2. Meta: Alcanzar superávit de producción antes del año 2017, disminuir las importaciones, impacto negativo en la balanza de pago (divisas) y reducir la inflación.



Crecimiento actual de: 1 %



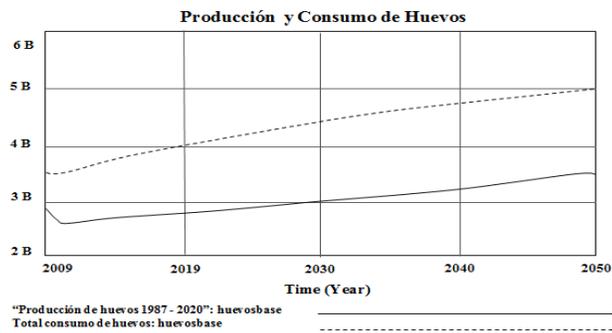
Crecimiento propuesto: 1 %

Resultados de la simulación de huevos de gallina

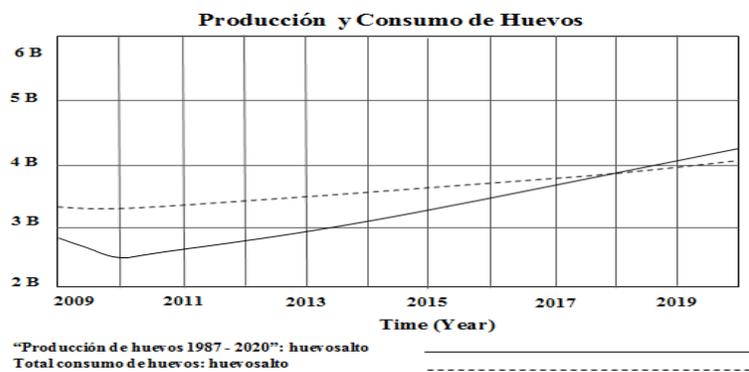
1. Tasa de Crecimiento:

1. Máximo crecimiento histórico: 5,3% - Año 1988
2. Crecimiento actual: 1%
3. Crecimiento propuesto: 5%

2. Meta: Cubrir el déficit de producción en el año 2018, disminuir las importaciones, impacto negativo en la balanza de pago (divisas) y reducir la inflación.



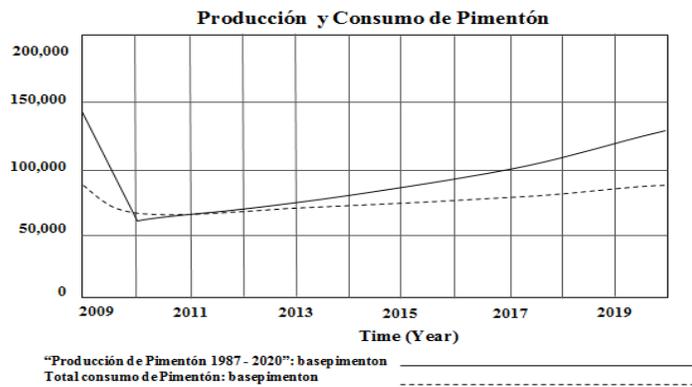
Crecimiento actual de: 1 %



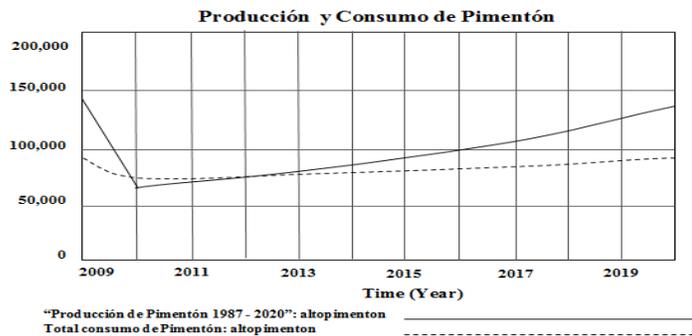
Crecimiento propuesto: 5%

Resultados de la simulación de pimentón

1. Tasa de Crecimiento:
 - i. Máximo crecimiento histórico: 8,91 en 1998
 - ii. Crecimiento actual: 7%
 - iii. Crecimiento propuesto: 8%, para fines de industrialización y exportación de productos industrializados.
2. Se visualiza déficit en el año 2010.
3. No se visualiza déficit en el resto de los períodos.



Crecimiento actual de: 7 %



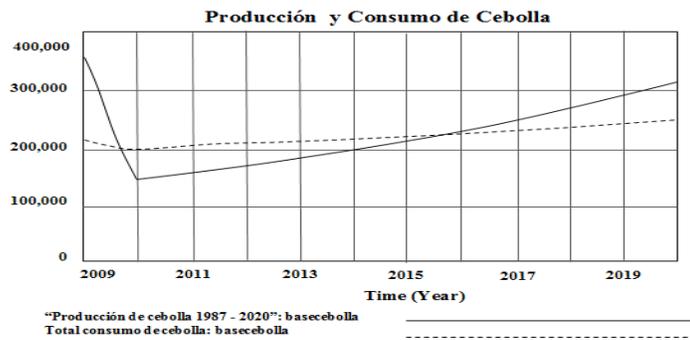
Crecimiento propuesto: 8 %

Resultados de la simulación de cebolla

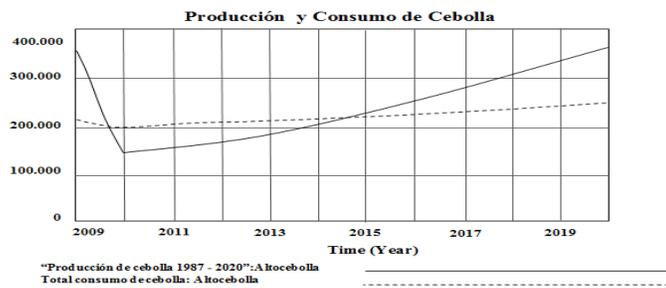
1. Tasa de Crecimiento:

- i. Máximo crecimiento histórico: 10% en 1998
- ii. Crecimiento actual: 8%
- iii. Crecimiento propuesto: 9%

2. Meta: Cerrar el déficit de producción en el año 2015, disminuir las importaciones, impacto negativo en la balanza de pago (divisas) y reducir la inflación. Existe posibilidades de industrializar para las exportaciones.



Crecimiento actual de: 2,55 %



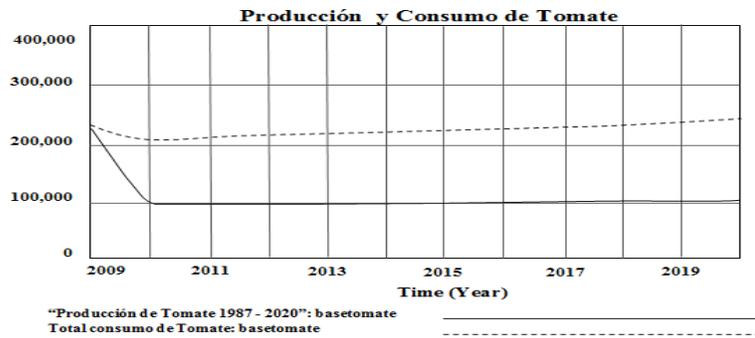
Crecimiento propuesto: 10%

Resultados de la simulación de tomate

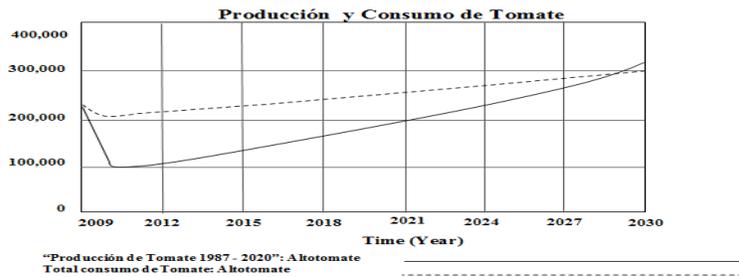
1. Tasa de Crecimiento:

- i. Máximo crecimiento histórico: 4% en el año 1994
- ii. Crecimiento actual: 1%
- iii. Crecimiento propuesto: 6%

2. Meta: disminuir el déficit de producción entre los años 2020 y 2025, disminuir las importaciones, impacto negativo en la balanza de pago (divisas) y reducir la inflación.



Crecimiento actual de: 1 %



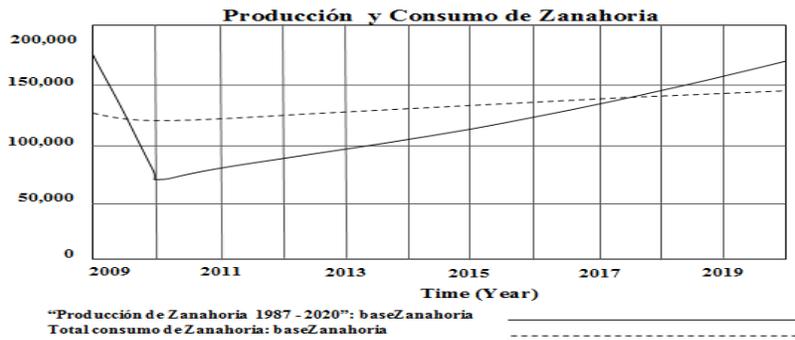
Crecimiento propuesto: 6 %

Resultados de la simulación de zanahoria

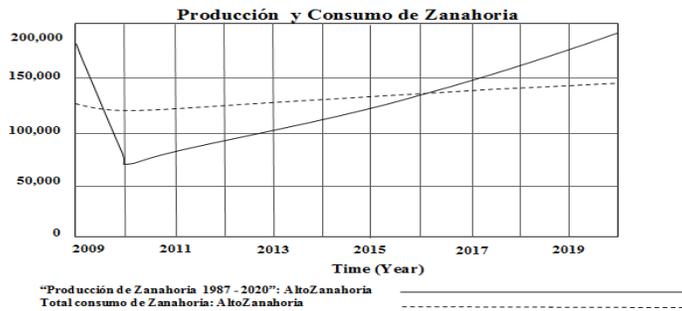
1. Tasa de Crecimiento:

- i. Máximo crecimiento histórico: 20% en el año 1997
- ii. Crecimiento actual: 8%
- iii. Crecimiento propuesto: 9%

2. Meta: Cerrar el déficit de producción en el año 2017, disminuir las importaciones, impacto negativo en la balanza de pago (divisas) y reducir la inflación.



Crecimiento actual de: 8 %



Crecimiento propuesto: 9%