

Valdivia, Daney

Working Paper

¿Es Importante la Fijación de Precios para Entender la Dinámica de la Inflación en Bolivia?

Development Research Working Paper Series, No. 02/2008

Provided in Cooperation with:

Institute for Advanced Development Studies (INESAD), La Paz

Suggested Citation: Valdivia, Daney (2008) : ¿Es Importante la Fijación de Precios para Entender la Dinámica de la Inflación en Bolivia?, Development Research Working Paper Series, No. 02/2008, Institute for Advanced Development Studies (INESAD), La Paz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/189551>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo



Serie de Documentos de Trabajo sobre Desarrollo

No. 02/2008

Es Importante la Fijación de Precios para Entender la Dinámica de la Inflación en Bolivia?

por:

Daney Valdivia

February 2008

Los opiniones expresados en la Serie de Documentos de Trabajo sobre Desarrollo son de los autores y no necesariamente reflejan los del Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo. Los derechos de autor pertenecen a los autores. Los documentos solamente pueden ser bajados para uso personal.

¿ES IMPORTANTE LA FIJACIÓN DE PRECIOS PARA ENTENDER LA DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN BOLIVIA?

Daney D. Valdivia C.¹

La Paz, Febrero 2008

RESUMEN

El presente trabajo estudia la dinámica de la inflación en Bolivia usando la Curva de Phillips Híbrida Nueva Keynesiana (HNKPC), incorporando características del país como: grado de dolarización debido a la influencia de este sobre las expectativas de los agentes, determinados conflictos sociales y políticas de gobierno que afectaron el nivel de precios. La estimación se la realiza por el Método Generalizado de Momentos. El principal resultado es la alta frecuencia de fijación de precios (en promedio cada trimestre y medio) lo cual sugiere que el rol de la fijación de precios no es determinante en la dinámica de la inflación a pesar de los bajos niveles observados a partir del año 2000. Por consiguiente, una curva de Phillips semi vertical que muestra un *trade – off* débil entre inflación y desempleo. Los resultados obtenidos de los parámetros estructurales confirman la importancia del componente *forward – looking*. Además, de hallar un coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios alto consistente conforme a otros estudios hechos para Bolivia.

Clasificación JEL: E31, C13

Palabras Clave: Inflación, Curva de Phillips, Pass – through

¹ Agradezco la valiosísima colaboración y guía de Carlos García Toledo. Los comentarios vertidos en el presente trabajo son de mi exclusiva responsabilidad. mail. dvaldivia@hacienda.gov.bo.

1. Introducción

Entender la naturaleza dinámica de la inflación a corto plazo es uno de los temas principales en el estudio de la macroeconomía, esencialmente por la misión que tienen el Banco Central para preservar la estabilidad de precios. La existencia de un posible *trade – off* entre inflación y desempleo permite explicar el mecanismo por el cual la Política Monetaria puede ayudar estabilizar la economía.

El objetivo del presente trabajo examina la dinámica de la inflación en Bolivia y el rol de la fijación de precios, incorporando características propias de una economía abierta y elementos particulares como: determinados conflictos sociales y el rol de políticas de gobierno que afectaron el nivel de precios. Esto porque en los últimos años la inflación tendió a estabilizarse y el nivel de dolarización se redujo. Para alcanzar este objetivo empleamos una variante a la curva de Phillips propuesta por Calvo (1983) basada en micro fundamentos en dos contextos: un modelo abierto que permita estudiar la interacción de la inflación con alguna medida real de la actividad económica, costos marginales, y efectos externos; y un modelo cerrado que nos permita comparar si al aislar los efectos externos la fijación de precios es más importante para la inflación

La Curva de Phillips Híbrida Nueva Keynesiana (HNKPC)² es estimada usando GMM con datos trimestrales. El principal resultado es que la fijación de precios no resulta ser determinante en la dinámica de la inflación, debido a la alta frecuencia de ajuste de precios (cada trimestre y medio), resultado que probablemente sigue siendo influenciado por el grado de dolarización de la economía, conjetura que surge a consecuencia de comparar el tiempo en que los precios permanecen fijos en el modelo cerrado y abierto. También se encuentra evidencia que el

² En los últimos años la curva de Phillips propuesta por Calvo (1983) fue ampliada por Galí y Gertler (1999, 2000), modificado por Galí, Gertler y Lopez – Salido (2001). Aplicado a una economía abierta por Balakrishnan y López-Salido (2002), Batini, Jackson y Nickell (2005). Y evaluado el desempeño del modelo bajo distintos supuestos por Eichenbaum y Fisher (2003). Utilizando una aproximación distinta, Sbordone (1999, 2005) ratifica la importancia de los costos marginales para la identificación de la dinámica de la inflación.

componente *forward – looking* es preponderante y que en promedio sólo un cuarto de las firmas fija el precio *backward – looking*.

De igual forma, se encuentra que el coeficiente relacionado con la razón precios de bienes importados - salarios es alto. Este es consistente con el rol que juega el tipo de cambio en un economía dolarizada ($\psi = 0.324$) al ser un ancla nominal de las expectativas de los agentes. Este resultado es similar al encontrado por Orellana y Requena (2000) y Patiño y Mendieta (2005) entre otros.

La alta frecuencia de fijación de precios sugiere que el *trade – off* entre inflación – producto es débil. Lo que indica una curva de Phillips semi vertical con muy poca efectividad de la Política Monetaria a través de los canales de transmisión tradicionales.

El trabajo sigue el siguiente orden; la sección 2 hace una breve revisión a trabajos realizados en otras economías, así como trabajos que hayan buscado cuantificar el traspaso de precios de la depreciación a la inflación en Bolivia. La sección 3, revisa la modelación de la NKPC introduciendo modificaciones a la función de producción y variando la estructura de insumos de la misma, además de incorporar características particulares de la economía boliviana en la especificación de la forma estructural de la HNKPC; por otro lado, discute la metodología de estimación. La sección 4, hace una descripción de los datos utilizados y el tratamiento de las variables en el contexto de las técnicas de log – linealización. La sección 5, presenta la estimación y resultados obtenidos. Y finalmente la sección 6 concluye.

2. Revisión de Literatura

2.1 Nueva Curva de Phillips para otras economías

Basados en la fijación de precios a la Calvo (1983), Galí y Gertler (1999, GG) usan la a curva de Phillips Nueva Keynesiana (NKPC) para estudiar la dinámica de la inflación en Estados Unidos. GG (1999) argumentan que al modelo puramente *forward – looking* es necesario añadir un

componente de persistencia de la inflación, este objetivo es alcanzado permitiendo un subconjunto de firmas que tengan comportamiento *backward – looking*, Curva de Phillips Híbrida Nueva Keynesiana (HNKPC). El principal resultado de GG (1999) es que el componente *backward – looking* tiene una ponderación menor que el *forward – looking* y que el uso de costos marginales provee una explicación a la dinámica de la inflación en contra posición de la brecha – producto *ad – hoc* en el modelo neoclásico.

Por otra parte, introduciendo fricción en el mercado laboral al modelo híbrido obtenido por GG (1999)³, Galí, Gertler y Lopez – Salido (2001, GGLS) utilizan la HNKPC para estudiar la dinámica de la inflación en la Euro Area. GGLS (2001) hallan que, por ejemplo, las rigideces salariales son críticas para explicar el comportamiento de los costos marginales.

Utilizando la HNKPC obtenida por GG (1999) y GGLS (2001) y modificando la estructura de la función de producción⁴, Balakrishnan y López-Salido (2002, BLS) reexaminan la dinámica de la inflación para el Reino Unido. BLS (2002) encuentran que al permitir influencias de una economía abierta, la relación entre los costos marginales y la inflación mejora.

Al mismo tiempo, con la finalidad de evaluar el modelo de Calvo (1983), Eichenbaum y Fisher (2003, EF) introducen movilidad imperfecta de capitales y elasticidad no constante de la demanda. EF (2003) encuentran que a pesar de estas variantes la reoptimización de precios es en promedio cada tres trimestres.

Utilizando una metodología distinta, vectores autoregresivos (VARs), Sbordone (1999) muestra que la NKPC basada en los costos marginales permite explicar la dinámica de la inflación en Estados Unidos ratificando los resultados obtenidos por GG (1999). Igualmente, Sbordone (2005) confirma la importancia del *forward – looking* para el análisis de la dinámica de la inflación consistente con el trabajo de GGLS (2001) utilizando los costos laborales unitarios (*ulc*) como *proxi* para los costos marginales.

³ Basados en trabajos de Fuhrer (1995), Fisher (1997) y Taylor (1980).

⁴ En particular tomando una función de producción con elasticidad constante de sustitución CES.

Por último, Batini, Jackson y Nickell (2005) amplían el modelo de la NKPC llevándolo a un contexto de economía abierta en el que la inflación puede ser explicada por cambios en el empleo y precios reales importados, además de presiones de competencia externa vía impacto sobre el *mark – up* de precios que tienen las firmas domésticas⁵.

2.2 Trabajos previos

No existe evidencia explícita de trabajos que busquen estudiar la dinámica de la inflación en Bolivia en un contexto de Curva de Phillips. Requena, Lora, Mendoza y Escobar (2001) muestran que en Bolivia el mecanismo de transmisión de la política monetaria a la actividad real no es claro por los canales convencionales⁶. Esto por que el tipo de cambio influye en las expectativas de los agentes, lo cual sugiere un débil *trade – off* entre inflación y producto.

Por otro lado, existen trabajos en los que se centró el análisis del mecanismo de traspaso existente de la depreciación a la inflación (debido a la relevancia de la dolarización). Uno de los resultados más importantes fue el concluir que el tipo de cambio juega el rol de “ancla nominal” en las expectativas de los agentes a través de una estimación VAR para datos mensuales, Orellana y Requena (2000, OR); resultado que, entre otros, se confirma por Patiño y Mendieta (2005, PM) a través de un análisis de cointegración que concluyen en que los agentes económicos esperan efectos de la evolución del tipo de cambio en el nivel de precios.

En esta línea Hernaiz (2005) determina que también en el análisis de la inflación en Bolivia es necesario incluir el análisis de la inflación importada, variaciones de precio de los hidrocarburos (efecto externo) y análisis de los conflictos sociales y su repercusión sobre la inflación. Sobre todo estos últimos por que existen casos puntuales, por ejemplo octubre 2003⁷, en los que el desabastecimiento de mercados internos repercutió en un alza en los precios.

⁵ Otras aplicaciones a países con economías pequeñas fueron hechas por Céspedes, Ochoa y Soto (2005, COS) para Chile, Binyamini (2005) para Israel y Genberg y Pauwels (2003, GP) para Hong Kong.

⁶ Por ejemplo, manejo de la tasa de interés a través de reglas de Taylor.

⁷ Hernaiz (2005).

Cuadro 1
Resultados de Comparativos

	Huarachi y Gumiel 1987	Morales 1989	Domínguez y Rodrik 1990	Comboni y De la Viña 1992	Comboni 1995	Orillana 1996	Orellana y Requena 1999	Cupé 2002	Patiño y Mentieta 2005
Periodo	1985 - 1986	1986 - 1989	1980.09 - 1990.03	1989 - 1991	1992 - 1994	1989.1 - 1996.09	1990 - 1999	1999 - 2002	1990 - 2005
Coefficiente de traspaso	0.84	0,74	0.56 - 0.64	0.65	0.52	0.52	0.24* 0.96**	0.24	0.34 ^a ≈ 1 ^b

*para depreciaciones de de 6%, ** para depreciaciones del 30%

^a corto plazo, ^b largo plazo

PM (2005) señalan que para el control de la inflación en una economía dolarizada la política cambiaria juega un rol importante dado el nivel de coeficiente de traspaso obtenido, cercano a 1 para el largo plazo. Este resultado lo vemos en el Cuadro 1, donde observamos que el coeficiente de traspaso sistemáticamente cayó.

3. Metodología

Para hallar la curva de Phillips Nueva Keynesiana (NKPC) tenemos que situarnos en un contexto de competencia monopolística donde la restricción de ajuste de precios es tiempo – dependiente. El modelo de fijación de precios de Calvo (1983) es usado para este propósito, donde la firma tiene la posibilidad de ajustar sus precios con una probabilidad de $(1-\varepsilon)$ en cada periodo. Por consiguiente, la forma estructural básica de la NKPC es:

$$\pi_t = \lambda \hat{s}_t + \beta E_t \pi_{t+1}$$

(1)

Donde $\lambda = \frac{(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)}{\varepsilon}$ depende de la frecuencia de ajuste de precios $(1-\varepsilon)$ y el factor subjetivo de descuento β , \hat{s}_t es la desviación porcentual de los costos marginales reales respecto del su

valor de estado estacionario⁸. λ tiene una relación inversa con ε , es decir si la probabilidad de mantener fijos los precios aumenta, λ caerá. Asimismo, iterando la ecuación (1) hacia adelante, la inflación dependerá del flujo descontado de los costos marginales futuros, también llamada inflación fundamental.

3.1 Curva de Phillips Híbrida y función de producción CES⁹

La aplicación de una función de producción de tipo CES nos permite ver el efecto que tiene los dos insumos de la función de producción sobre los costos marginales. Especifiquemos la siguiente función de producción¹⁰:

$$Y_t = \left[\alpha_K K_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + \alpha_N (Z_t N_t)^{1-\frac{1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

Donde σ es la elasticidad de sustitución entre los insumos, K_t el stock de capital, N_t trabajo y Z_t el progreso tecnológico que influencia directamente al trabajo¹¹, el costo marginal log – linealizado será¹²:

$$m\hat{c}_t = \hat{s}_t + \hat{\gamma}_t \quad (3)$$

Definiendo $\hat{\gamma}_t = \vartheta y\hat{k}_t$, $y\hat{k}_t = (y/k)_t$, $\vartheta = \frac{1}{\mu} \alpha_k \left(\frac{y}{k}\right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}$ y μ el mark – up en estado estacionario. ϑ será positivo o negativo dependiendo del grado de **sustitución** de los insumos. Por ejemplo, si $\sigma > 1$, ϑ será positivo, lo cual implicará que productividad media del capital, $y\hat{k}_t$, tiene relación directa con los costos marginales.

⁸ En muchos trabajos una buena aproximación a los costos marginales reales es utilizar los costos laborales unitarios (ulc) utilizado también por GGLS (2001).

⁹ En el apéndice A modificamos las funciones de producción para medidas alternativas del costo marginal.

¹⁰ Usada por Balakrishnan y López-Salido (2002), con un modificación en sus parámetros por COS (2005).

¹¹ Rotemberg y Woodford (1999, RW), BLS (2002) y COS (2005).

¹² Desarrollado en el apéndice A, utilizando distintos caminos para el modelo abierto y cerrado.

Para considerar un modelo híbrido que capture la persistencia de la inflación, al igual que GG (1999) y GGLS (2001), tenemos que permitir un subconjunto de firmas ω que fije precios en base a un comportamiento *backward – looking*, con un precio p^b ; es decir que estas firmas fijen sus precios en base a la inflación y precio óptimo que se fijo en el pasado; y otro subconjunto de firmas $(1-\omega)$ que fije sus precios óptimamente con un comportamiento *forward – looking*, con un precio p^f . Entonces, introduciendo la modificación de los costos marginales obtenida en la ecuación (3), obtenemos:

$$\pi_t = \lambda \hat{s} + \gamma^f E_t \pi_{t+1} + \gamma^b \pi_{t-1} + \xi y \hat{k}_t \quad (4)$$

Con:

$$\begin{aligned} \phi &= \varepsilon + \omega(1 - \varepsilon(1 - \beta + \beta\varepsilon)); & \lambda &= (1 - \omega)(1 - \varepsilon)(1 - \beta\varepsilon)\phi^{-1}; & \gamma^f &= \beta\varepsilon\phi^{-1} \\ \gamma^b &= (1 - \varepsilon)\omega\phi^{-1}; & \xi &= \lambda\vartheta \end{aligned}$$

La ecuación (4) será una nueva NKPC híbrida incorporando sustituibilidad entre los factores (modificación del costo marginal) y agregando el *rule of thumb* en el comportamiento de las firmas. Si $\sigma < 1$ y la sustitución entre capital y trabajo es alta, ϑ será negativo lo que disminuirá los costos marginales, también ϑ nos determinará el cambio en el ratio producto – capital. Nótese que si $\sigma \rightarrow 1$, la función de producción CES se vuelve en una función del tipo Cobb – Douglas, y si $\omega=0$, no existen firmas tengan comportamiento *backward – looking* y retornamos a la NKPC básica (ecuación 1).

3.2 Introducción de bienes importados intermedios en las firmas

De acuerdo con BLS (2002), los materiales importados juegan un rol importante en la inflación doméstica influenciados por movimientos del tipo de cambio. En particular, se señala que estos movimientos afectan a los precios de las importaciones, y a su vez que los precios de importación

afectan a la inflación doméstica¹³ (*pass through*). Entonces, para ver el canal de sustitución entre bienes externos (importados intermedios) e internos (trabajo) modifiquemos los insumos de la función CES:

$$Y_t = \left[\alpha_M M_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + \alpha_N (Z_t N_t)^{1-\frac{1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (5)$$

Al igual que en la función de producción CES (K,N), M será los bienes intermedios importados y σ la elasticidad de sustitución entre bienes intermedios importados y N trabajo doméstico. Debido a que el objetivo es analizar el traspaso de precios (*pass – through*), la función de producción tiene que estar especificada de dicha manera. Caso contrario seguiríamos observando el efecto de un solo insumo en la función de producción, es el caso de la función Cobb Douglas. Pero para ver como el precio de los bienes importados y del trabajo influye en los costos marginales es necesario recurrir al proceso de minimización de costos de la firma, el equilibrio resultante será:

$$\frac{N_t}{M_t} = \left(\frac{P_M}{W} \right)_t^\sigma \quad (6)$$

Donde la ecuación (6) implica que la firma minimizadora de costos debe igualar la relación de precios entre los dos insumos para el proceso de producción a la relación de sustitución técnica entre los mismos, influenciada por la elasticidad de sustitución. P_m es el precio de las importaciones y W el salario. Realizando el procedimiento descrito para la función CES con capital y trabajo obtenemos¹⁴:

$$m\hat{c}_t = \hat{s}_t + \phi(\hat{p}_{M_t} - \hat{w}_t) \quad (7)$$

¹³ No sólo se observa ese efecto, ya que los movimientos del tipo de cambio como influye a las importaciones, puede afectar también al nivel de producto de la economía.

¹⁴ El proceso formal puede ser visto en el Apéndice A.

Donde: $m\hat{c}_t = \hat{s}_t - \hat{\gamma}_t$, $\varphi = -\left(\alpha_M \left(\frac{Y}{M}\right)^{\frac{1}{\sigma}-1}\right) \frac{\sigma}{\mu}$. Entonces, obtenemos la misma forma que en modelo

cerrado: $m\hat{c}_t = \hat{s}_t + \hat{\gamma}_t$. Por tanto, la HNKPC para una economía abierta será:

$$\pi_t = \lambda \hat{s}_t + \gamma^f E_t \pi_{t+1} + \gamma^b \pi_{t-1} + \psi (\hat{p}_{m_t} - \hat{w}_t) \quad (8)$$

Con:

$$\psi = \lambda \varphi$$

Donde (Y/M) es el ratio producto – bienes importados. ψ será positivo por que los movimientos del tipo de cambio encarecerán los precios de los bienes importados por consiguiente el de los costos marginales. φ será negativo o positivo dependiendo del grado de sustitución entre bienes importados y el trabajo. Por ejemplo, si $\sigma > 1$, φ será positivo lo cual aumentará los costos marginales¹⁵; la intuición es que el incremento en los precios de los bienes importados es mayor al incremento de los salarios. La ecuación (7) implica que la modificación a la función de producción permite ver cómo la evolución de los precios de bienes importados, afectados por las variaciones del tipo de cambio, afectan a nuestra medida de costos marginales y consecuentemente a la dinámica de la inflación para la Curva de Phillips Híbrida (HNKPC).

Una especificación análoga a la ecuación (8) es permitir que $P_{M_t} = \alpha E_t P_t^*$, de donde obtengamos:

$$\pi_t = \lambda \hat{s}_t + \gamma^f E_t \pi_{t+1} + \gamma^b \pi_{t-1} + \psi (\hat{e}_t + \hat{p}_t^* - \hat{w}_t) \quad (9)$$

De la ecuación (9) podemos obtener una medida del coeficiente de traspaso, sin embargo la estimación resulta compleja por que la trayectoria de precios externos (p^*) no es observada. Una aproximación es tomar la inflación internacional medida en dólares y ponderarlo por la inflación de los principales socios comerciales de Bolivia¹⁶.

¹⁵ φ me determina el cambio en precios relativos de bienes importados y salarios.

¹⁶ Siguiendo la forma de OR (2000).

3.3 Curva de Phillips para Bolivia

Para realizar la especificación de la Curva de Phillips Híbrida Nuevo Keynesiana (HNKPC) para Bolivia es necesario introducir características particulares. Por ejemplo, a través de *dummies* que controlen efectos de conflictos sociales que afectaron a la inflación, variación de precios hidrocarburos y políticas específicas de gobierno que hayan tenido consecuencias en la inflación en el periodo actual o en el siguiente.

Sin embargo, dado el grado de dolarización que presenta Bolivia resulta necesario especificar un modelo cerrado, es decir, uno que no incorpore bienes importados u otro tipo de efecto externo a la economía. Esta modificación nos permitirá la comparación entre un modelo abierto, con bienes importados (M,N), y otro que no contenga bienes importados (K,N) a través de observar como el traspaso de precios del tipo de cambio afecta a la reoptimización de las firmas.

Para llegar a este resultado modificamos las ecuaciones (4) y (8) de las cuales obtendremos dos especificaciones: un modelo cerrado (excluyendo todo efecto externo y la *dummy* hidrocarburos D_2) y otro abierto:

$$\pi_t = \lambda \hat{s}_t + \gamma^f \pi_{t+1} + \gamma^b \pi_{t-1} + \xi \hat{k}_t + D_i + \nu_{t+1} \quad (10)$$

$$\pi_t = \lambda \hat{s}_t + \gamma^f \pi_{t+1} + \gamma^b \pi_{t-1} + \psi (\hat{p}_{M_t} - w_t) + D_i + \nu_{t+1} \quad (11)$$

Para:

$i = 1, 2, 3$; 1= dummy conflictos, 2 = dummy hidrocarburos, 3 = política específica de gobierno rezagada en un periodo y ν_{t+1} error de expectativa

3.4 Método de estimación

Las ecuaciones estructurales (10) y (11) son estimadas con información limitada. Sin embargo, ambas presentan problemas de endogeneidad en la inflación en $t+1$ que presenta un grado de correlación con el error de expectativa. Para la ecuación (11) los precios importados al ser una

identidad que incorpora precios internacionales y el tipo de cambio, y al estar este último implícito en la canasta de índice de precios al consumidor, es que se produce también endogeneidad.

Los métodos aplicados para la estimación de los parámetros estructurales de la NKPC son: el Método General de Momentos (GMM) y Máxima verosimilitud (ML). De acuerdo con Jondeau y Bihan (2003, JB), Bynyamini (2006) usar GMM, en el marco de información limitada, presenta facilidades en la estimación de la NKPC al ayudar a evadir el sesgo de endogeneidad. GMM no necesita expresar la dinámica de los costos marginales (su proceso generador de datos); entonces expresa π_{t+1} y π_{t-1} como una función del conjunto de instrumentos z_t . Usar ML requiere especificar la dinámica de la variable forzada (costos marginales reales) y además imponer el supuesto de normalidad sobre la distribución de los errores cuando la dinámica de la variable forzada es un proceso auto regresivo¹⁷.

Sin embargo, bajo ciertas condiciones GMM es similar a una estimación de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E); por ende es necesario corregir la correlación serial entre los errores por una estimación consistente con heteroscedasticidad y autocorrelación. (HAC). Basados en criterios de JB (2003) y Stock, Wright y Yogo (2002, SWY) la debilidad que presenta GMM viene dada por la relevancia de los instrumentos, dichos instrumentos por lo general tienen a ser débiles, como consecuencia elegimos el conjunto de instrumentos óptimos z_t .

4. Datos

La principal limitación se produjo debido a que la continuidad de algunas variables no estaban disponibles en una sola base de datos, para lo cual se tuvo que proceder al empalme de las series procedente de datos del INE y la CEPAL teniendo cuidado con la indexación de los datos en cuanto al año base de las series. Otra limitante principal para que el análisis de la inflación no abarque hasta el año 2005 ó 2006 es que los datos de empleo sólo están disponibles hasta el 2003.

¹⁷ Por lo general de orden 1.

Por tanto la muestra usada para los fines del trabajo consta de 56 datos trimestrales para la economía boliviana, el periodo de los datos es 1990.1 – 2003.4.

Las series tomadas son la inflación acumulada, formación bruta de capital, PIB, población total ocupada, remuneraciones totales¹⁸, índice de precios importados, tipo de cambio nominal y una variable construida que es la tasa de interés real en bolivianos de la misma forma que PM (2005).

La técnica de log – linealización requiere que las variables sean log – desviaciones respecto del estado estacionario, entonces es necesario usar alguna medida de estado estacionario¹⁹. No existe razón teórica alguna para que el estado estacionario, por ejemplo del PIB, sea una ponderación entre las medias móviles la cual es reportada por el filtro HP. Debido a que dichas variables son afectadas por distintos **shocks** que afectan el curso del ciclo económico, una buena aproximación para ver el estado estacionario en resolver un Modelo Dinámico de Equilibrio General (DSGE) y aplicar el filtro de Kalman²⁰. Lo anterior nos obliga a usar algún método univariado que tome en cuenta los **ciclos económicos** que enfrenta la economía, dicho método esta fundado en el filtro de alta frecuencia propuesto por Christiano y Fitzgerald (1999), el cual aísla de la serie todos aquellos movimientos de muy corto o muy largo plazo privilegiando el ajuste a lo que se defina como ciclos económicos.

5. Estimación y resultados

Las condiciones de ortogonalidad para la ecuación (10) estarán dadas por dos tipos de especificaciones. La primera nos permitirá obtener los parámetros estructurales de la ecuación (10); en la segunda los valores de ω , β , ε .

¹⁸ Se toma remuneraciones totales debido a que esta medida incorpora no sólo el salario pactado en el contrato sino también los bonos que el empleador da al trabajador. La consideración por la que se tomo dicha medida es que muchas empresas para disminuir el pago de impuestos una parte considerable de las remuneraciones las hacen efectivas en forma de bonos.

¹⁹ Una de las más usadas es el filtro Hodrick y Prescott.

²⁰ Usando un método multivariado que esta fuera del alcance del presente trabajo.

$$E_t \left\{ \pi_t - \lambda \hat{s}_t - \gamma^f E_t \pi_{t+1} - \gamma^b \pi_{t-1} - \xi y \hat{k}_t - D_i \right\}_{z_t} = 0 \quad (12)$$

$$E_t \left\{ \left(\begin{array}{l} \pi_t - \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \hat{s}_t - \frac{\beta\varepsilon}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \pi_{t+1} \dots \\ - \frac{(1-\varepsilon)\omega}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \pi_{t-1} - \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} - \xi y \hat{k}_t - D_i \end{array} \right) \right\}_{z_t} = 0 \quad (12.1)$$

De la misma forma lo haremos para la ecuación (11) en la cual permitiremos una tercera especificación, $\beta=1$, para poder ver como este supuesto afecta a la fijación de precios.

$$E_t \left\{ \pi_t - \lambda \hat{s}_t - \gamma^f E_t \pi_{t+1} - \gamma^b \pi_{t-1} - \psi(\hat{p}_{M_t} - w_t) - D_i \right\}_{z_t} = 0 \quad (13)$$

$$E_t \left\{ \left(\begin{array}{l} \pi_t - \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \hat{s}_t - \frac{\beta\varepsilon}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \pi_{t+1} \dots \\ - \frac{(1-\varepsilon)\omega}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \pi_{t-1} - \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \psi(\hat{p}_{M_t} - w_t) - D_i \end{array} \right) \right\}_{z_t} = 0 \quad (13.1)$$

$$E_t \left\{ \left(\begin{array}{l} \pi_t - \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)^2}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1+\varepsilon))} \hat{s}_t - \frac{\varepsilon}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1+\varepsilon))} \pi_{t+1} \\ - \frac{(1-\varepsilon)\omega}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1+\varepsilon))} \pi_{t-1} - \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)^2}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1+\varepsilon))} \psi(\hat{p}_{M_t} - w_t) - D_i \end{array} \right) \right\}_{z_t} = 0 \quad (13.2)$$

Para las condiciones de ortogonalidad del modelo cerrado y abierto definiremos un conjunto de instrumentos z_t de acuerdo criterios de JB (2003) y SWY (2002), definiendo lo mejores instrumentos en la primera etapa a niveles de significancia distintos, dichas variables serán los mejores estimadores al 5%, 10% y 20%.

Dada la naturaleza de la NKPC, el conjunto de instrumentos z_t para la ecuación (12) estará definida por rezagos en $t = -2, -3, -4$ del PIB, costos marginales reales, inflación y productividad media del capital; rezagos en $t = -1, -2$ para la tasa de interés real y un retardo en $t = -2$ para la dummy conflictos. Para la ecuación (13) se defino el siguiente conjunto de instrumentos z_t : $t = -2$ para el PIB y política específica de gobierno; $t = -2, -3$ para los costos marginales reales y tipo de

cambio; $t = -2, -3, -4$ para la inflación; $t = -1, -2$ para el ratio producto – inflación y dummy conflictos; y $t = -1$ para la relación de precios de importación y remuneración media total.

Los Cuadro 2 y 3 reportan estimaciones para el modelo cerrado.

Cuadro 2
Resultados para el Modelo Cerrado
Especificación 1

	λ	γ^f	γ^b	D1	D3	ξ	JT-statistic
$\sigma = 1$	0.2880 (0.0580)***	0.6726 (0.0030)***	0.3468 (0.0011)***	0.1322 (0.0110)***	0.1370 (0.0213)***		9.698 (0.287)
$\sigma = 1.17$	0.2889 (0.0557)***	0.6727 (0.0030)***	0.3469 (0.0011)***	0.1322 (0.0110)***	0.1383 (0.0209)***	0.041	9.702 (0.287)
$\sigma = 1.3$	0.2881 (0.0545)***	0.6727 (0.0030)***	0.3469 (0.0012)***	0.1322 (0.0110)***	0.1392 (0.0206)***	0.065	9.704 (0.286)
$\sigma = 1.5$	0.2861 (0.0531)***	0.6728 (0.0030)***	0.3470 (0.0012)***	0.1322 (0.0110)***	0.1401 (0.0204)***	0.091	9.706 (0.286)
$\sigma = 2$	0.2807 (0.0511)***	0.6729 (0.0029)***	0.3470 (0.0012)***	0.1323 (0.0111)***	0.1416 (0.0200)***	0.040	9.708 (0.286)
$\sigma = 2.5$	0.2770 (0.0500)***	0.6730 (0.0029)***	0.3470 (0.0013)***	0.1323 (0.0111)***	0.1423 (0.0197)***	0.039	9.708 (0.286)

Debido a que ξ , es un coeficiente construido, no es posible reportar sus estadísticos. Los errores estándar están entre paréntesis. */**/** son los niveles de significancia al 10%, 5%, 1%. Para la columna del estadístico JT se reporta el p – value.

Cuadro 3
Resultados para el Modelo Cerrado
Especificación 2

	ω (backward)	ε	β	T	$1-\omega$ (forward)	ξ	JT-statistic
$s = 1$	0.2379 (0.0121)***	0.5187 (0.0391)**	0.8896 (0.0150)***	2.078	0.7815		9.698 (0.2868)
$s = 1.17$	0.2378 (0.0116)***	0.5180 (0.0374)***	0.8902 (0.0143)***	2.075	0.7818	0.041	9.702 (0.2865)
$s = 1.3$	0.2380 (0.0113)***	0.5185 (0.0367)**	0.8901 (0.0140)***	2.077	0.7817	0.065	9.704 (0.2864)
$s = 1.5$	0.2384 (0.0110)***	0.5198 (0.0361)***	0.8896 (0.0137)***	2.082	0.7813	0.091	9.706 (0.2863)
$s = 2$	0.2397 (0.0107)***	0.5235 (0.0354)***	0.8881 (0.0135)***	2.098	0.7802	0.040	9.708 (0.2861)
$s = 2.5$	0.2410 (0.0105)***	0.5263 (0.0351)***	0.8868 (0.0134)***	2.111	0.7790	0.039	9.708 (0.2860)

Debido a que ξ , $(1-\omega)$ y T son coeficientes contruidos, no es posible reportar sus estadísticos. Los errores estándar están entre paréntesis. */**/** son niveles de significancia al 10%, 5%, 1%. Para la columna del estadístico JT se reporta el p – value.

El Cuadro 2 reporta las estimaciones GMM de los parámetros estructurales de la ecuación (12). La última columna reporta en estadístico J de Hansen de restricciones sobre identificadas el cual nos indica que las restricciones de sobre identificación son satisfechas para ambas especificaciones del modelo. Debido a la especificación de la NKPC híbrida con CES, el parámetro ξ es construido caso contrario no se podría diferenciar entre las distintas elasticidades de sustitución entre los insumos. En general la estructura de los parámetros estructurales (γ^f , γ^b y λ) se enmarcan dentro de resultados obtenidos para otras economías; se observa que los costos marginales influyen en la de la dinámica de la inflación ($\lambda = 0.284$ en promedio), el componente *forward looking* ($\gamma^f = 0.673$) tiene mayor importancia en el modelo cerrado que en el modelo abierto (Cuadro 4); además a pesar de la especificación de las distintas elasticidades de sustitución, los parámetros permanecen “casi” invariantes.

En el Cuadro 3 obtuvimos los parámetros primitivos de la forma híbrida de la Curva de Phillips (ε , β , ω). Las estimaciones del factor subjetivo de descuento β esta enmarcada dentro de los resultados obtenidos por GG (1999) GG (2000) GGLS (2001), además de reforzar que la fracción mayor de firmas que sigue un comportamiento *forward – looking* al obtener que en promedio un cuarto de las firmas, $\omega = 0.24$, siguen un comportamiento *backward – looking*. Uno de los resultados importantes es que debido al grado de dolarización que presenta la economía boliviana y el rol que juega esta en las expectativas de los agentes, la frecuencia de fijación de precios es en promedio de **dos trimestres**, con $\varepsilon = 0.521$, que es mayor a los reportados para el modelo con consideraciones de economía abierta²¹.

Los Cuadros 4, 5 y 6 reportan las estimaciones para las tres distintas especificaciones del modelo abierto híbrido de la NKPC. En particular las estimaciones hechas por GMM reportadas en el cuadro 4 nos permiten recuperar los parámetros estructurales (γ^f , γ^b y λ) de la condición de

²¹ Esta es una diferencia importante respecto al rol que juega la fijación de precios en la dinámica de la inflación, que en promedio se halla que los precios cambian entre 3 y 4 trimestres.

ortogonalidad (13) y además centrarnos en el coeficiente de traspaso que es capturado por la evolución de precios de importación. Del mismo modo reportamos el estadístico J de Hansen de restricciones sobreidentificadas.

Cuadro 4
Resultados para el Modelo Abierto
Especificación 1

	λ	γ^f	γ^b	D1	D2	D3	ψ	JT-statistic
$\sigma = 1$	0.3489 (0.1413)**	0.4977 (0.0030)***	0.4574 (0.0036)***	0.1228 (0.0149)***	0.0001 (0.0101)*	0.3452 (0.0242)***		10.070 (0.2601)
$\sigma = 1.17$	0.3925 (0.1365)**	0.4974 (0.0031)***	0.4576 (0.0037)***	0.1224 (0.0158)***	0.0002 (0.0102)*	0.3457 (0.0246)***	0.0593	10.067 (0.1847)
$\sigma = 1.3$	0.4160 (0.1335)**	0.4973 (0.0031)***	0.4577 (0.0038)***	0.1222 (0.0163)***	0.0003 (0.0103)*	0.3460 (0.0249)***	0.1036	10.066 (0.1848)
$\sigma = 1.5$	0.4432 (0.1296)***	0.4970 (0.0032)***	0.4578 (0.0039)***	0.1220 (0.0171)***	0.0003 (0.0104)*	0.3464 (0.0253)***	0.1696	10.063 (0.1850)
$\sigma = 2$	0.4850 (0.1220)***	0.4966 (0.0033)***	0.4581 (0.0041)***	0.1218 (0.0185)***	0.0005 (0.0106)*	0.3471 (0.0260)***	0.3235	10.059 (0.1852)
$\sigma = 2.5$	0.5085 (0.1158)***	0.4963 (0.0034)***	0.4583 (0.0043)***	0.1218 (0.0197)***	0.0006 (0.0108)*	0.3477 (0.0266)***	0.4692	10.055 (0.1854)

ψ es un coeficiente construido. Los errores estándar están entre paréntesis. */**/** son los niveles de significancia al 10%, %5 y 1% Para la columna del estadístico JT se reporta el p – value.

Cuadro 5
Resultados para el Modelo Abierto
Especificación 2

	ω (backward)	ε	β	T	1- ω (forward)	ψ	JT-statistic
$\sigma = 1$	0.3160 (0.0412)***	0.4628 (0.0845)***	0.7430 (0.0460)***	1.8615	0.6391		10.070 (0.2601)
$\sigma = 1.17$	0.3047 (0.0369)***	0.4379 (0.0707)***	0.7564 (0.0382)***	1.7791	0.6503	0.0593	10.067 (0.1847)
$\sigma = 1.3$	0.2990 (0.0346)***	0.4258 (0.0642)***	0.7628 (0.0345)***	1.7416	0.6560	0.1036	10.066 (0.1848)
$\sigma = 1.5$	0.2927 (0.0322)***	0.4129 (0.0574)***	0.7697 (0.0306)***	1.7032	0.6622	0.1696	10.063 (0.1850)
$\sigma = 2$	0.2836 (0.0285)***	0.3947 (0.0479)***	0.7791 (0.0251)***	1.6520	0.6711	0.3235	10.059 (0.1852)
$\sigma = 2.5$	0.2789 (0.0263)***	0.3853 (0.0426)***	0.7839 (0.0221)***	1.6267	0.6758	0.4692	10.055 (0.1854)

ψ , (1- ω) y T son variables construidas, no es posible reportar sus estadísticos. Los errores estándar están entre paréntesis. */**/** son los niveles de significancia al 10%, 5% y 1% Para la columna del estadístico J se reporta el p – value.

Los resultados de las especificaciones 1 y 2 para el modelo abierto son reportados en los Cuadros 4 y 5, estos tienen la misma interpretación que en el modelo cerrado. El estadístico de Hansen nos indica que las restricciones de sobre identificación son satisfechas para todas las especificaciones del modelo. Un resultado interesante es que al introducir aspectos de economía abierta, la frecuencia de fijación de precios es más rápida que en el modelo cerrado implicando que el rol de la fijación de precios no es tan importante para la inflación, en promedio se fija precios cada trimestre y medio con $\varepsilon = 0.42$. Este resultado es consecuente con el resultado obtenido por PM (2005) en donde se señala que el traspaso de precios en el largo plazo es casi a la unidad, y en el corto plazo es 0.34.

Los resultados del Cuadro 4 muestran también que los costos marginales en promedio, a través de las distintas elasticidades de sustitución, tienen mayor importancia para la determinación de la dinámica de la inflación, $\lambda = 0.432$; además que bajo consideraciones de un modelo abierto, el componente *forward – looking* si bien sigue teniendo mayor importancia que el *backward – looking*, su efecto es menor que en el modelo cerrado, $\gamma^f = 0.497$ en promedio. De la misma forma, se evidencia que en promedio una tercera parte de las firmas sigue un comportamiento *backward – looking*, $\omega = 0.296$.

El parámetro γ^f si bien es menor al reportado para el modelo cerrado, las estimaciones aún siguen enmarcadas dentro la estructura de resultados obtenidos por GG (1999, 2000) y GGLS (2001). Podemos observar que el grado de traspaso aumenta a medida que la sustitución de bienes importados aumenta, un resultado contemporáneo²² con trabajos donde se analiza el traspaso de la depreciación a la inflación es cuando $\sigma = 2$ para $\psi = 0.324$.

²² Debido a la falta de estimaciones del grado de sustitución entre materiales importados y nacionales.

Cuadro 6
Resultados para el Modelo Abierto
Especificación 3

	ω (backward)	ε	β	T	$1-\omega$ (forward)	ψ	JT-statistic
s = 1	0.1472 (0.0304)***	0.2232 (0.0566)***	1.000	1.2874	0.8078		9.560 (0.2601)
s = 1.17	0.1475 (0.0304)***	0.2237 (0.0568)***	1.000	1.2882	0.8074	0.2134	9.562 (0.2148)
s = 1.3	0.1477 (0.0304)***	0.2240 (0.0569)***	1.000	1.2887	0.8072	0.3507	9.562 (0.2147)
s = 1.5	0.1480 (0.0304)***	0.2245 (0.0571)***	1.000	1.2895	0.8068	0.5373	9.563 (0.2147)
s = 2	0.1486 (0.0305)***	0.2255 (0.0574)***	1.000	1.2911	0.8061	0.9295	9.565 (0.2146)

ψ , $(1-\omega)$ y T son variables construidas, no es posible reportar sus estadísticos. Los errores estándar están entre paréntesis. Para la columna del estadístico J se reporta el p – value.

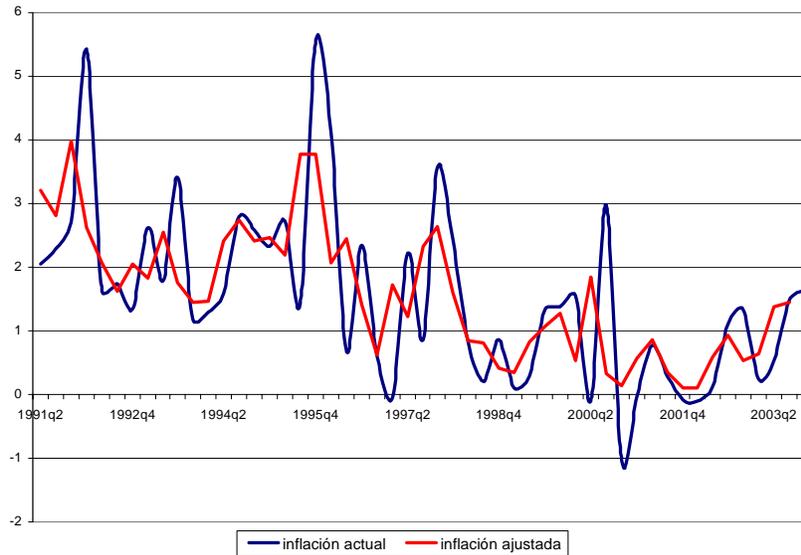
Los resultados reportados en el Cuadro 6, con $\beta=1$, confirman los resultados para las especificaciones 1 y 2 en el modelo abierto donde la fijación de precios es cada trimestre y el coeficiente de traspaso aumenta a mediada que la elasticidad de sustitución aumenta.

Los resultados obtenidos sugieren que el *trade – off* entre inflación – producto es casi nulo, sugiriendo una curva de Phillips semi vertical. Lo cual se reflejaría en la poca efectividad de la política monetaria en controlar la inflación con instrumentos directos como ser la tasa de interés²³ y abocarse a metas intermedias con el objetivo de controlar la inflación.

La fijación de precios casi instantánea producto movimientos de los precios de bienes importados influenciada por el tipo de cambio corrobora las conclusiones obtenidas por OR (2000) y PM (2005). Sin embargo este coeficiente, tal vez, se redujo, y la fijación de precios aumentó, producto de la política precios administrados de hidrocarburos adoptada en el 2004; además de la nueva política cambiaria adoptada por el Banco Central de Bolivia (BCB) respecto del dólar.

²³ A través del uso de reglas de Taylor.

Figura 1



En la figura 1 podemos observar que la estimación la ecuación (13) bajo consideraciones de un modelo abierto ayuda a explicar la dinámica de la inflación. Si bien la frecuencia de fijación de precios es alta, las estimaciones obtenidas sugieren que la evolución de la inflación basada en la inflación pasada y el flujo futuro de los costos marginales reales se ajusta a la inflación actual en periodos cortos en donde la inflación permaneció estable.

6. Conclusiones

Los resultados obtenidos el contexto de la HNKPC sugieren que el rol de la fijación de precios no es determinante para el análisis de la dinámica de la inflación debido a la alta frecuencia de ajuste de precios, cada trimestre y medio, diferencia que surge de la obtención de la probabilidad de mantener fijos los precios, en promedio $\varepsilon = 0.42$. Resultado que probablemente es influenciado por el grado de dolarización que la economía boliviana. El coeficiente de traspaso hallado es $\psi = 0.324$, que es cercano a los resultados obtenidos para Bolivia por OR (2000) y PM (2005), indicando la importancia de efectos externos en la economía

La estimación de los coeficientes estructurales de la HNKPC son parecidos a los hallados en la literatura empírica, por ejemplo $\gamma^f = 0.673$ y $\gamma^f = 0.497$ para el modelo cerrado y abierto, donde se evidencia que el componente *forward – looking* es predominante aunque cambie el modelo; y que la cuarta y tercera parte de las firmas fijan precios siguiendo un comportamiento *backward – looking*. Resultados parecidos a trabajos realizados por GG (1999), GGLS (2001) para trabajos en economías desarrolladas y Bynyamini (2005), GP (2005) y COS (2005) para economías pequeñas.

Finalmente, pudimos evidenciar que el *trade – off* entre inflación – producto es débil, lo cual sugiere una curva de Phillips semi vertical. Consecuentemente, acotando los grados de libertad de manejo de Política Monetaria por canales convencionales.

Referencias Bibliográficas

Antoine, B. y E. Renault (2007): “Efficient GMM with nearly weak identification”, en:
<http://www.econ.yale.edu/seminars/ecm/ecm07/Renault-070411.pdf>

Batini, N., B. Jackson, y S. Nickell (2005): “An open economy new Keynesian Phillips Curve for the U.K” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, N° 6, pp. 1061 – 1071.

Bekaert, G., S. Cho y A. Moreno (2005): “New – Keynesian macroeconomics and the term structure” *NBER, WP* 11340.

Binyamini A. (2006): “Hybrid New Keynesian Phillips Curve for small open economy with complete pass – through (Derivation and Application to Israel)”, en:
<http://econ.tau.ac.il/papers/phd/nkpc%20-%20MAdec2006.pdf>

Calvo, G. (1983): “Staggered prices in a utility maximizing framework” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, N° 3, pp. 383-398.

Céspedes, F., M. Ochoa y C. Soto (2005): “The New Keynesian Phillips Curve in an emerging market economy: the case of Chile” *Banco Central de Chile*, WP 355.

Eichenbaum, M. y J. D. M. Fisher (2003): “Evaluating the Calvo Model of Sticky Prices” *Federal Reserve Bank of Chicago*, WP 2003 – 23.

Fuhrer, J. C., G. R. Moore (1995): “Inflation persistence” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, N° 1, pp. 127-159.

Galí, J. y M. Gertler (1999): “Inflation dynamics: a structural econometric approach” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, N° 2, pp. 195–222.

Galí, J. y M. Gertler (2000): “Inflation dynamics: a structural econometric approach” *NBER*, WP 7551.

Galí, J. y M. Gertler, D. López-Salido (2001): “European inflation dynamics” *European Economic Review* Vol. 45, N° 7, pp. 1237–1270.

Galí, J., M. Gertler y D. López-Salido (2005): “Robustness of the estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, N° 6, pp. 1107 – 1118.

Genberg, H. y L. Pauwles (2003): “An open economy New Keynesian Phillips Curve: Evidence from Hong Kong” *Graduate Institute of International Studies*, WP 03-2003.

Gertler M. y J. Leahy (2005): “A Phillips curve with an Ss foundation”. *NBER*, WP 11971.

Hernández D. (2005): “Algunos aspectos de interés en el análisis de la inflación en Bolivia” *UDAPE*. Documento de Trabajo 04/2005.

Joudeau, E. y H. Bihan (2003): “ML vs GMM estimates of Hibrid Macroeconomic Models (With an application to the “New Phillips Curve”)” *NBER*, WP 030306.

Lindé, J. (2005): “Estimating New-Keynesian Phillips curves: a full information maximum likelihood approach” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, N° 6, pp. 1135 – 1149.

López- Salido D. y R. Blakrislman (2002): “Understanding UK inflation: the role of openness” *Bank of England*, WP 164.

Orellana, W., O. Lora, R. Mendoza y R. Boyán (2000): “La Política Monetaria en Bolivia y sus mecanismos de transmisión” *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, Vol. 3, N°1.

Orellana W. y J. Requena (1999): “Determinantes de la inflación en Bolivia” *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, Vol. 2, N° 2, pp. 7 – 29.

Patiño E. y P. Mendieta (2005): “Inflación y depreciación en una economía dolarizada: el caso de Bolivia” *CEMLA*, Vol. 29, N° 1, pp. 1 – 39.

Rotemberg, J. y M. Woodford (1999): “The cyclical behaviour of prices and costs” *NBER*, WP 6909.

Rudd, J. y K. Whelan (2005): “New tests of the New Keynesian Phillips curve” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, N° 6, pp. 1167 – 1181.

Sbordone, A. (2002): “Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, N° 2, pp. 235–456.

Sbordone, A. (2005): “Do expected future marginal costs drive inflation dynamics” *Journal of Monetary Economics*, Vol.52, N° 2, pp. 1183 – 1197.

Stock, J., J. Wright y M. Yogo (2002): “A survey of weak instruments and weak identification in Generalized Method of Moments” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol 20, N°4. pp. 518 – 529.

Apéndice A. Especificación de Costos Marginales bajo distintas funciones de producción y variando sus factores.

Medidas alternativas a los costos marginales pueden ser obtenidas variando la forma de la función de producción, y en particular para nuestro caso permitiendo la introducción de bienes intermedios importados en la función de producción.

Sea $mc_t = \frac{s_t}{F_{N_t}} = \frac{s_t}{\gamma_t}$ su forma log – linealizada será $m\hat{c}_t = \hat{s}_t - \hat{\gamma}_t$. Rotemberg y Woodford (1999)

definen una función de tipo

$$Y_t = Z_t K_t^{1-\alpha} (N_t - \bar{N})^\alpha$$

Donde $\gamma_t = \frac{\alpha N_t}{N_t - \bar{N}}$ y su forma log – linealizada será:

$$\hat{\gamma}_t = -\frac{\frac{\bar{N}}{N}}{1 - \frac{\bar{N}}{N}} \hat{n}_t \quad \text{y} \quad \delta = \frac{\frac{\bar{N}}{N}}{1 - \frac{\bar{N}}{N}}$$

Por consiguiente los costos marginales serán:

$$m\hat{c}_t = \hat{s}_t + \delta \hat{n}_t \tag{a1}$$

Si tomamos una función de la misma forma que BLS (2002), la función CES será:

$$Y_t = \left[\alpha_K K_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + \alpha_N (ZN)_t^{1-\frac{1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

y definamos $\gamma_t = \frac{\alpha_N (ZN)_t^{1-\frac{1}{\sigma}}}{\alpha_K K_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + \alpha_N (ZN)_t^{1-\frac{1}{\sigma}}}$, los costos marginales tendrán la siguiente forma

$MC_t = \frac{S_t}{\gamma_t}$, después de aplicar técnicas de log – linealización y manejo algebraico siendo

$\mathcal{G} = \frac{\alpha_K}{\mu} \left(\frac{Y}{K} \right)^{\frac{1}{\sigma}-1}$ para $\mu = \frac{\sigma}{\sigma-1}$, obtenemos:

$$m\hat{c}_t = \hat{s}_t + \mathcal{G}y\hat{k}_t \quad (a2)$$

Ahora definamos el caso que nos interesa:

$$Y_t = \left[\alpha_M M_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + \alpha_N (ZN)_t^{1-\frac{1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

Donde M serán los bienes importados intermedios. El costo marginal será:

$$MC_t = \frac{\left(\frac{W}{P} \right)_t}{\frac{Y_t}{N_t} \frac{\alpha_N (ZN)_t^{1-\frac{1}{\sigma}}}{\alpha_M M_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + \alpha_N (ZN)_t^{1-\frac{1}{\sigma}}}} \quad \text{con} \quad \gamma_t = \frac{\alpha_N \left(\frac{ZN}{M} \right)_t^{1-\frac{1}{\sigma}}}{\alpha_M + \alpha_N \left(\frac{ZN}{M} \right)_t^{1-\frac{1}{\sigma}}}$$

Y del proceso de minimización de costos de la firma obtenemos que: $\frac{N_t}{M_t} = \left(\frac{P_M}{W} \right)_t^\sigma$ para P_M el

precio de los bienes importados, la atención principal la centraremos en la log – linealización del parámetro gamma:

$$\hat{\gamma}_t = (\sigma - 1) \left(\hat{p}_{M_t} - \hat{w}_t \right) \left(1 - \frac{\alpha_N \left(\frac{ZN}{M} \right)^{1-\frac{1}{\sigma}}}{\alpha_M + \alpha_N \left(\frac{ZN}{M} \right)^{1-\frac{1}{\sigma}}} \right) y \quad \varphi = - \left(\alpha_M \left(\frac{Y}{M} \right)^{\frac{1}{\sigma}-1} \right) \frac{\sigma}{\mu}$$

De donde obtenemos que los costos marginales con bienes intermedios importados es:

$$m\hat{c}_t = \hat{s}_t + \varphi \left(\hat{p}_{M_t} - \hat{w}_t \right) \tag{a3}$$

Apéndice B. Derivación de la Curva de Phillips Híbrida Nueva Keynesiana y especificación de la forma cerrada y abierta para Bolivia.

Partamos de las ecuaciones especificadas por GG (1999) permitiendo una fracción de las firmas tenga comportamiento *backward – looking* para capturar el grado de inercia de la inflación y que la función de producción se de tipo CES(K,N) y CES(M,N)

$$P_t = \varepsilon P_{t-1} + (1 - \varepsilon) \bar{P}_t^* \quad (\text{b1})$$

$$\bar{P}_t^* = (1 - \omega) P_t^f + \omega P_t^b \quad (\text{b2})$$

$$P_t^b = \bar{P}_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (\text{b3})$$

Y que las firmas *forward – looking* fijen precios óptimamente:

$$\text{Max}_{P_t^f} \Sigma (\beta \varepsilon)^k (P_t^f - CM g_t^n) Y_{t+k}(z) \quad (\text{b4})$$

$$\text{st. } Y_{t+k}(z) = \left(\frac{P_t^f}{P_{t+k}} \right)^{-\sigma} Y_{t+k}$$

Log – linealizando la condición de primer orden:

$$\begin{aligned} \hat{p}_t^f &= (1 - \beta \varepsilon) \Sigma (\beta \varepsilon)^k (\hat{p}_{t+k} + \hat{s}_{t+k} - \hat{\gamma}_{t+k}) \\ \hat{p}_t^f &= \Sigma (\beta \varepsilon)^k (\hat{p}_{t+k} + \hat{s}_{t+k} - \hat{\gamma}_{t+k}) - \beta \varepsilon \Sigma (\beta \varepsilon)^k (\hat{p}_{t+k} + \hat{s}_{t+k} - \hat{\gamma}_{t+k}) \end{aligned} \quad (\text{b5})$$

Insertemos (b3) en (b2) y su resultado en (b1) obtenemos:

$$P_t^f - P_t = \left(\frac{\varepsilon}{(1 - \varepsilon)(1 - \omega)} + \frac{\omega}{(1 - \omega)} \right) \pi_t - \frac{\omega}{(1 - \omega)} \pi_{t-1} \quad (\text{b6})$$

Desarrollemos (b5) para k = 0, 1, 2 y obtenemos:

$$\hat{p}_t^f - \hat{p}_t = \hat{s}_t + \hat{\gamma}_t + \Sigma(\beta\varepsilon)^k (\pi_{t+k} + \hat{s}_{t+k} - \hat{s}_{t+k-1} - \hat{\gamma}_{t+k} + \hat{\gamma}_{t+k-1}) \quad (\text{b7})$$

Reemplazamos $\hat{p}_t^f - \hat{p}_t$ y despejamos la inflación en (b7)

$$\pi_t = \frac{(1-\varepsilon)(1-\omega)}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon)} \left[\hat{s}_t - \hat{\gamma}_t + \Sigma(\beta\varepsilon)^k (\pi_{t+k} + \hat{s}_{t+k} - \hat{s}_{t+k-1} - \hat{\gamma}_{t+k} + \hat{\gamma}_{t+k-1}) + \frac{\omega}{1-\omega} \pi_{t-1} \right]$$

Desarrollemos $k = 1, 2$ y restemos a ambos lados $\beta\theta\pi_{t+1}$; además definamos $a = \frac{(1-\varepsilon)(1-\omega)}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon)}$, obteniendo:

$$\begin{aligned} \pi_t - \beta\varepsilon\pi_{t+1} = & a \left[\hat{s}_t - \hat{\gamma}_t + \beta\varepsilon (\pi_{t+1} + \hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t - \hat{\gamma}_{t+1} + \hat{\gamma}_t) + \beta\varepsilon^2 (\pi_{t+2} + \hat{s}_{t+2} - \hat{s}_{t+1} - \hat{\gamma}_{t+2} + \hat{\gamma}_{t+1}) + \frac{\omega}{1-\omega} \pi_{t-1} \right] \\ & - \beta\varepsilon \left[a (\hat{s}_{t+1} - \hat{\gamma}_{t+1} + \beta\varepsilon (\pi_{t+2} + \hat{s}_{t+2} - \hat{s}_{t+1} - \hat{\gamma}_{t+2} + \hat{\gamma}_{t-1}) + \frac{\omega}{1-\omega} \pi_t) \right] \end{aligned}$$

Eliminando términos comunes y reordenando

$$\pi_t \left(\frac{1-\omega + \beta\varepsilon a\omega}{1-\omega} \right) = a(1-\beta\varepsilon)\hat{s}_t - a(1-\beta\varepsilon)\hat{\gamma}_t + (1+a)\beta\varepsilon \pi_{t+1}$$

Reemplazamos el valor de a y despejamos π_t :

$$\begin{aligned} \pi_t = & \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)(1-\omega)}{[(1-\varepsilon)\omega + \varepsilon] \left[(1-\omega) + \beta\varepsilon\omega \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)}{(1-\varepsilon)\omega + \varepsilon} \right]} \hat{s}_t - \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)(1-\omega)}{[(1-\varepsilon)\omega + \varepsilon] \left[(1-\omega) + \beta\varepsilon\omega \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)}{(1-\varepsilon)\omega + \varepsilon} \right]} \hat{\gamma}_t \\ & + \frac{[(1-\varepsilon)\omega + \varepsilon + (1-\omega)(1-\varepsilon)](1-\omega)}{[(1-\varepsilon)\omega + \varepsilon] \left[(1-\omega) + \beta\varepsilon\omega \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)}{(1-\varepsilon)\omega + \varepsilon} \right]} \beta\varepsilon \pi_{t+1} \\ & + \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)}{((1-\varepsilon)\omega + \varepsilon)(1-\omega)} \frac{\omega}{1-\omega} \left[(1-\omega) + \beta\varepsilon\omega \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)}{(1-\varepsilon)\omega + \varepsilon} \right] \pi_{t-1} \end{aligned}$$

Trabajando algebraicamente en el resultado anterior, obtenemos:

$$\pi_t = \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \hat{S}_t - \frac{(1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \hat{Y}_t + \frac{1}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \beta\varepsilon \pi_{t+1} + \frac{(1-\varepsilon)\omega}{\varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))} \pi_{t-1}$$

Obtuvimos que $m\hat{c}_t = \hat{s}_t + \mathcal{G}y\hat{k}_t$, $\mathcal{G} = \frac{\alpha_K}{\mu} \left(\frac{Y}{K} \right)^{\frac{1}{\sigma}-1}$ y definamos:

$$\phi = \varepsilon + \omega(1-\varepsilon(1-\beta + \beta\varepsilon))$$

$$\lambda = (1-\omega)(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)\phi^{-1}$$

$$\gamma^f = \beta\varepsilon\phi^{-1}$$

$$\gamma^b = (1-\varepsilon)\omega\phi^{-1}$$

$$\xi = \lambda\mathcal{G}$$

El modelo para una economía cerrada introduciendo *dummies* será

$$\pi_t = \lambda \hat{s}_t + \gamma^f \pi_{t+1} + \gamma^b \pi_{t-1} + \xi y\hat{k}_t + D_i + \nu_{t+1} \quad (\text{b8})$$

Para $i = 1$ y 3 ; $1 = dummy$ conflictos, $3 = dummy$ política de gobierno y ν_{t+1} error de expectativa

Para el modelo de economía abierta reemplazemos $\hat{y}_t = \varphi(\hat{p}_{M_t} - \hat{w}_t)$ además sabemos que

$$\varphi = \left[\alpha_M \left(\frac{Y}{M} \right)^{\frac{1}{\sigma}-1} \right] \frac{\sigma}{\mu} \text{ entonces definamos } \psi = \lambda\varphi \text{ el modelo para Bolivia será:}$$

$$\pi_t = \lambda \hat{s}_t + \gamma^f E_t \pi_{t+1} + \gamma^b \pi_{t-1} + \psi(\hat{p}_{M_t} - w_t) + D_i + \nu_{t+1}$$

Para $i = 1, 2, 3$; $1 = dummy$ hidrocarburos, $2 = dummy$ política específica de gobierno, $3 = dummy$ conflictos sociales y ν_{t+1} error de expectativa

Apéndice C. Derivación de la Curva de Phillips Nueva Keynesiana.

Partimos de:

$$\Sigma(\beta\varepsilon)^k (\tilde{P}_t - CMg_{t+k}^n) Y_{t+k}(z) \quad s.t. \quad Y_{t+k}(z) = \left(\frac{\tilde{P}_t}{P_{t+k}} \right)^{-\sigma} Y_{t+k}$$

CPO.

$$\Sigma(\beta\varepsilon)^k \left[Y_{t+k}(z) - \sigma Y_{t+k}(z) \frac{1}{\tilde{P}_t} (\tilde{P}_t - CMg_{t+k}^n) \right] = 0$$

$$\Sigma(\beta\varepsilon)^k Y_{t+k}(z) \left[1 - \sigma + \sigma \frac{CMg_{t+k}^n}{\tilde{P}_t} \right] = 0$$

$$\Sigma(\beta\varepsilon)^k \left[\tilde{P}_t = \frac{\sigma}{\sigma-1} CMg_{t+k}^n \right]$$

Sabemos que $\Sigma(\beta\varepsilon)^k = \frac{1}{1-\beta\varepsilon}$ y que $CMg_{t+k}^n = P_{t+k} S_{t+k}$

$$\tilde{P}_t = \frac{\sigma}{\sigma-1} (1-\beta\varepsilon) \Sigma(\beta\varepsilon)^k P_{t+k} S_{t+k}$$

Log – linealizando:

$$\tilde{P}_t \left(1 + \hat{\tilde{p}}_t \right) = \frac{\sigma}{\sigma-1} (1-\beta\varepsilon) \Sigma(\beta\varepsilon)^k PS \left(1 + \hat{p}_{t+k} + \hat{s}_{t+k} \right)$$

$$\hat{\tilde{p}}_t = (1-\beta\varepsilon) \Sigma(\beta\varepsilon)^k (\hat{p}_{t+k} + \hat{s}_{t+k})$$

$$\hat{\tilde{p}}_t = \Sigma(\beta\varepsilon)^k (\hat{p}_{t+k} + \hat{s}_{t+k}) - \beta\varepsilon \Sigma(\beta\varepsilon)^k (\hat{p}_{t+k} + \hat{s}_{t+k})$$

Desarrollando para $k = 0, 1, 2$

$$\begin{aligned} \hat{\tilde{p}}_t &= \hat{p}_t + \hat{s}_t - \beta\varepsilon (\hat{p}_t + \hat{s}_t) + \beta\varepsilon (\hat{p}_{t+1} + \hat{s}_{t+1}) - \beta\varepsilon^2 (\hat{p}_{t+1} + \hat{s}_{t+1}) + \beta\varepsilon^2 (\hat{p}_{t+2} + \hat{s}_{t+2}) \\ &\quad - \beta\varepsilon^3 (\hat{p}_{t+2} + \hat{s}_{t+2}) + \dots \end{aligned}$$

$$\hat{\tilde{p}}_t = \hat{p}_t + \hat{s}_t + \beta\varepsilon (\hat{p}_{t+1} - \hat{p}_t + \hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t) + \beta\varepsilon^2 (\hat{p}_{t+2} - \hat{p}_{t+1} + \hat{s}_{t+2} - \hat{s}_{t+1}) + \dots$$

$$\hat{\tilde{p}}_t = \hat{p}_t + \hat{s}_t + \Sigma(\beta\varepsilon)^k (\pi_{t+k} + \hat{s}_{t+k} - \hat{s}_{t+k-1})$$

Sabemos por Calvo que:

$$\bar{P}_t^* - P_t = \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} \pi_t$$

Usamos la anterior expresión y la reemplazamos en la ecuación log – linealizada

$$\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} \pi_t = \hat{s}_t \Sigma(\beta\varepsilon)^k (\pi_{t+k} + \hat{s}_{t+k} - \hat{s}_{t+k-1})$$

$$\pi_t = \frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \left(\hat{s}_t - \Sigma(\beta\varepsilon)^k (\pi_{t+k} + \hat{s}_{t+k} - \hat{s}_{t+k-1}) \right)$$

Desarrollemos $k = 1, 2$ y restemos a ambos lados $\beta\varepsilon\pi_{t+1}$; además definamos

$$\begin{aligned} \pi_t - \beta\varepsilon \pi_{t+1} &= \frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \left(\hat{s}_t + (\beta\varepsilon) (\pi_{t+1} + \hat{s}_{t+1} - \hat{s}_t) + (\beta\varepsilon)^2 (\pi_{t+2} + \hat{s}_{t+2} - \hat{s}_{t+1}) \right) \\ &\quad - \beta\varepsilon \frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \left(\hat{s}_{t+1} + (\beta\varepsilon) (\pi_{t+2} + \hat{s}_{t+2} - \hat{s}_{t+1}) \right) \end{aligned}$$

Eliminando términos comunes

$$\pi_t - \beta\varepsilon \pi_{t+1} = \frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \hat{s}_t + \frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \beta\varepsilon \pi_{t+1} - \beta\varepsilon \frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \hat{s}_t$$

$$\pi_t = \left(\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \right) (1 - \beta\varepsilon) \hat{s}_t + \beta\varepsilon \pi_{t+1}$$

Si definimos $\lambda = \frac{(1-\varepsilon)(1-\beta\varepsilon)}{\varepsilon}$

$$\boxed{\pi_t = \lambda \hat{s}_t + \beta\varepsilon \pi_{t+1}}$$

Apéndice D. Definición de Variables Instrumentales válidas en el contexto de GMM.

Siguiendo el criterio de Jondeau y Bihan (2003) para obtener la estructura de las variables instrumentales (VI) adecuadas para la NKPC, tomamos en cuenta una estructura de retardo de $t = -1, -2, -3$ señalando de $t = -4$ esta en el borde en el contexto de información limitada para la estimación mediante GMM.

Stock, Wright y Yogo (2002) indican que para el adecuado tratamiento de VIs en el contexto de las estimaciones GMM se tiene que tener en cuenta el R^2 y F estadístico de la primera etapa. Además de definir el grado de tolerancia (significancia) para que una variable sea instrumento válido. Para nuestro caso el R^2 de las primeras etapas están entre 0.5 y 0.8.

El procedimiento lo podemos resumir como:

$$Y = X\beta + \mu$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_k \\ \beta_{k+i} \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_k \\ X_{k+i} \end{bmatrix}$$

Para X_{k+i} vector de variables endógenas.

Y la primera etapa: $X_{k+i} = \Pi Z + \nu$

$$Z = \begin{bmatrix} X_k \\ Z_{t-l} \end{bmatrix}$$

Z_{t-l} VI rezagada., para que Z_{t-l} sea un instrumento válido tenemos que cumplir con:

$$E[Z_{t-l}\nu] = 0 \quad E[Z_{t-l}\mu] = 0 \quad E[Z_{t-l}X_{k+i}] \neq 0$$