

# Analisis de la Brecha de Producto entre Argentina y Chile

Guerrero Francisco, Pedregal Juan Pablo, y Samprón Alfredo

*Macroeconometría - Maestría en Economía - UDESA*

Diciembre de 2021

## 1. Introducción

Este documento de trabajo presenta los resultados de un trabajo final para el curso de posgrado de Macroeconometría en la Universidad de San Andrés.<sup>12</sup> El estudio realiza un análisis econométrico comparativo de Chile y Argentina para el período 2003-2019, utilizando el método de Filtro Multivariado (FMV) según lo instruido en el curso. Siguiendo la metodología del curso, empleamos técnicas de estimación Bayesiana en varias especificaciones del modelo. El análisis utiliza datos trimestrales de variables macroeconómicas clave, incluyendo el crecimiento del PIB, la inflación subyacente, los tipos de cambio reales multilaterales y las tasas de desempleo.

## 2. Desarrollo del análisis

El objetivo de este trabajo es computar la brecha de producto relevante para la inflación en Chile y Argentina, tratando en particular de calcular la importancia relativa de esta variable como determinante de la inflación en ambos países. La metodología que utilizaremos es la del Filtro Multivariado (FMV), para el modelo se utilizaron series como Crecimiento de PBI, Inflación Núcleo, Tipo de Cambio Multilateral y la tasa de desempleo.

El Analisis tiene las siguientes fases

1. Expectativas Iniciales: Se nos solicita comentar sobre las diferencias esperadas entre Argentina y Chile en cuanto a la importancia relativa de la brecha del producto en la explicación de la evolución de la inflación desde 2003.
2. Estimación del Modelo Base y Análisis Comparativo:
  - Estimar modelos de filtro multivariado para Argentina y Chile utilizando distribuciones a priori especificadas.
  - Evaluar críticamente los parámetros estimados, con particular atención a aquellos relacionados con la Curva de Phillips y la Ley de Okun.
  - Realizar una descomposición histórica de la inflación y el crecimiento del PIB para ambos países.
  - Analizar las contribuciones relativas de diversos factores a las fluctuaciones inflacionarias en cada economía.

<sup>1</sup>Las consignas del ejercicio se pueden encontrar en el siguiente link: <https://drive.google.com/file/d/19uW6KdplVtAHCW1PsLRE7w3vFABQqe7P/view?usp=sharing>

<sup>2</sup>Nota: Este documento de trabajo se basa enteramente en los requisitos y el marco proporcionado en el curso de Macroeconometría. Todos los análisis y conclusiones son parte del ejercicio académico según se especifica en el trabajo del curso

3. Modelo Extendido con Componente de Tendencia Inflacionaria:

- Ampliar el modelo base para incorporar un componente de tendencia en la inflación observada, motivado principalmente por la trayectoria inflacionaria de Argentina.
- Implementar este modelo extendido tanto para Argentina como para Chile.
- Realizar un análisis comparativo de los resultados entre los modelos base y extendido, incluyendo una evaluación de las verosimilitudes marginales.

4. Extensión Adicional del Modelo: Tipo de Cambio Real Neutral:

- Modificar la estructura del modelo para introducir el concepto de tipo de cambio real neutral o potencial, donde solo las desviaciones de este tipo de cambio neutral impactan en la inflación.
- Aplicar esta modificación a ambos países, utilizando la versión del modelo considerada más apropiada según los análisis previos.
- Comparar y contrastar los resultados con los de las iteraciones anteriores del modelo.

### 3. Modelo FMV

Para desarrollar el Modelo, se utilizó el sistema de ecuaciones que se encuentra en el apéndice y los priors de Argentina y de Chile

Figura 1: Priors Argentina

| Parámetro                 | Distribución | Media | Desv.St.      | Inferior | Superior | Límites |
|---------------------------|--------------|-------|---------------|----------|----------|---------|
| $\theta$                  | unif         |       |               | 0        | 1        |         |
| $G^{SS}$                  | norm         | 3.2   | 3             | 0        |          |         |
| $\phi$                    | beta         | 0.5   | 0.25          |          |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^Y}$     | norm         | 0.5   | 0.6           | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^G}$     | norm         | 0.5   | 0.6           | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^y}$     | norm         | 0.5   | 0.6           | 0        |          |         |
| $\lambda$                 | unif         |       |               | 0        |          | 1       |
| $\kappa$                  | norm         | 0.1   | 0.6           | 0        |          |         |
| $\gamma$                  | norm         | 0.1   | 0.2           | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^\pi}$   | norm         | 2     | 2             | 0        |          |         |
| $\pi^{SS}$                | norm         | 20    | 20            |          |          |         |
| $\tau_5$                  | unif         |       |               | 0        |          | 1       |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$ | norm         | 7.6   | 3             | 0        |          |         |
| $tcr^{SS}$                | norm         | 480   | 200           |          |          |         |
| $\tau_1$                  | unif         |       |               | 0        |          | 1       |
| $\tau_2$                  |              |       | Calibrado = 0 |          |          |         |
| $\tau_3$                  | unif         |       |               | 0        |          | 1       |
| $\tau_4$                  |              |       | Calibrado = 1 |          |          |         |
| $u^{SS}$                  | unif         |       |               | 0        |          | 1       |
| $\sigma_{\epsilon^u}$     | norm         | 0.05  | 0.2           | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^U}$     |              |       | Calibrado = 0 |          |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^{gU}}$  | norm         | 0.3   | 0.5           | 0        |          |         |

Figura 2: Priors de Chile

| Parámetro                     | Distribución | Media | Desv.St. | Inferior | Superior | Límites |
|-------------------------------|--------------|-------|----------|----------|----------|---------|
| $\theta$                      | beta         | 0.15  | 0.1      |          |          |         |
| $G^{SS}$                      | norm         | 4.2   | 2.1      | 0        |          |         |
| $\phi$                        | beta         | 0.6   | 0.1      |          |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^Y}$         | norm         | 0.3   | 0.3      | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^G}$         | norm         | 0.3   | 0.3      | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^y}$         | norm         | 0.3   | 0.3      | 0        |          |         |
| $\lambda$                     | beta         | 0.25  | 0.1      |          |          |         |
| $\kappa$                      | norm         | 0.15  | 0.05     | 0        |          |         |
| $\gamma$                      | norm         | 0.075 | 0.025    | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^\pi}$       | norm         | 0.3   | 0.3      | 0        |          |         |
| $\tau_5$                      | unif         |       |          | 0        |          | 1       |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$     | norm         | 7.6   | 3        | 0        |          |         |
| $\pi^{SS}$                    | Calibrado =3 |       |          |          |          |         |
| $tcr^{SS}$                    | norm         | 450   | 200      |          |          |         |
| $\tau_1$                      | norm         | 0.2   | 0.2      | 0        |          |         |
| $\tau_2$                      | beta         | 0.5   | 0.25     |          |          |         |
| $\tau_3$                      | beta         | 0.5   | 0.25     |          |          |         |
| $\tau_4$                      | beta         | 0.5   | 0.25     |          |          |         |
| $u^{SS}$                      | norm         | 7.7   | 3.6      |          |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^u}$         | norm         | 0.1   | 0.2      | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^U}$         | norm         | 0.1   | 0.2      | 0        |          |         |
| $\sigma_{\epsilon^{\bar{U}}}$ | norm         | 0.1   | 0.2      | 0        |          |         |

## 4. Expectativas iniciales sobre diferencias en la brecha de producto

Nuestra expectativa se basa en las diferencias cualitativas que observamos sobre el manejo de la política monetaria durante el período observado. Aquí, Chile fue más activo en la aplicación de políticas anticíclicas, lo que le permitió mantener niveles de inflación más acotados. Incluso, parte de esta anticyclicidad está determinada en la propia estructura institucional, estableciendo no solo metas de inflación sino también metas de superávit fiscal.

Como contraste, Argentina mostró mayor tendencia a políticas que incentivaran el aumento del ingreso cerca de la frontera del ingreso potencial. Esto generó, desde nuestra visión, que la Argentina se encuentre con brechas de producto positivas ( $Y_p < Y_t$ ) con mayor frecuencia que Chile.

Desde una perspectiva de aprendizaje, los agentes argentinos tendrán mayor parte de la muestra con brecha positiva de producto. Los agentes que observen esto podrían estimar con mayor precisión el efecto de estas brechas positivas. Por lo tanto, nuestra predicción será que el coeficiente de brecha en Argentina será de mayor magnitud.

## 5. Estimación de Modelo Base y Análisis Comparativo

### 5.1. Estimación del modelo para chile

#### 5.1.1. Parámetros

El valor de *marginal likelihood* reportado a través de la *log data density* fue de -330.20. En cuanto a la curva de Phillips, los parámetros  $\lambda$  y  $\beta$  nos indican la importancia relativa de la persistencia de la inflación pasada ( $\lambda$ ) vs. la expectativa de inflación ( $\beta$ ). La moda de  $\lambda$  fue 0.212 vs. el parámetro calibrado de  $\beta = 0,995$ . Esto nos indica que, en la economía chilena observamos una mayor importancia relativa de la inflación futura que la pasada a efectos de determinar la

inflación corriente.

Por su parte,  $\kappa$  indica el efecto de la brecha de producto en la inflación, esta fue estimada en 0.135, mientras que  $\gamma = 0,0061$ , nos indica el efecto del tipo de cambio real. En ambos casos, encontramos que el efecto de estos coeficientes es menor al previsto por los *priors*. Sin embargo, encontramos que el efecto de  $\gamma$  aparenta ser poco significativo, al estar a menos de dos desvíos estándares del valor de cero.

Para comentar el impacto de la ley de Okun, el parámetro  $\tau_1$  nos indica la influencia de la brecha del ingreso en la brecha de desempleo. Nuestra estimación de la moda posterior de este parámetro es de 0.427. Por lo tanto, encontramos que el efecto es de mayor magnitud que el previsto por nuestros *priors* y esta magnitud está en línea con la heurística propuesta por Okun: en la versión original, un aumento del 1% de la brecha de desempleo se asocia con una caída del 2% de la brecha de producto, mientras que nosotros encontramos un efecto de un 0.86% a 2%. Es decir, corroboramos la relación de Okun en nuestras estimaciones.

Resulta relevante a su vez, indicar nuestra estimación del parámetro  $\theta$ , correspondiente a la estimación del producto potencial es de 0.177. Esto implica que la dinámica autoregresiva del crecimiento de producto (dependiente en  $G_{t-1}$ ) es preponderante respecto al crecimiento de largo plazo ( $G_{SS}$ ).

### 5.1.2. Pesos de la distribución *prior*

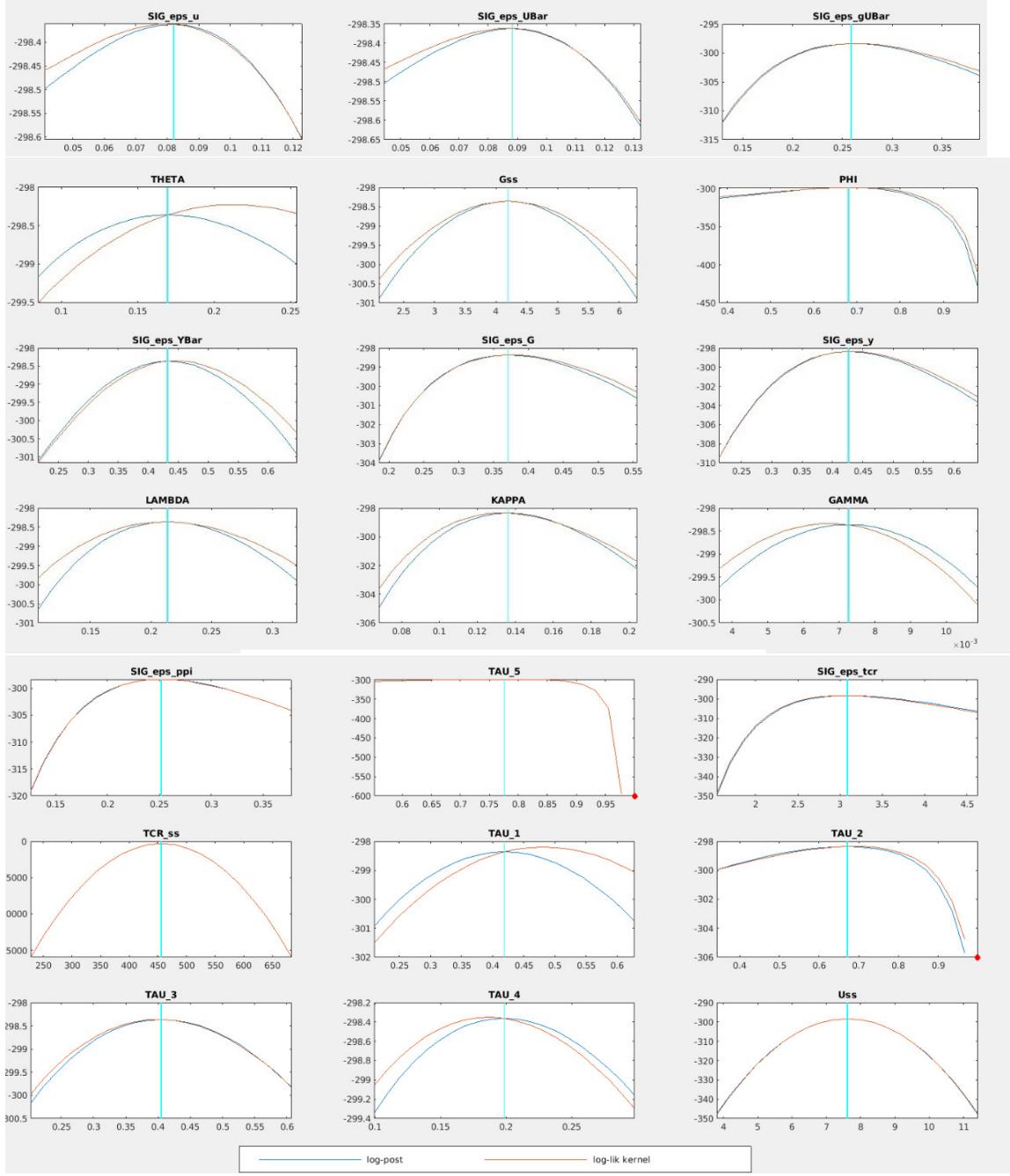


Figura 3: Distribución de parámetros estimados para Chile sin tendencia

En líneas generales encontramos que las distribuciones posteriores conservan la forma y posición de las distribuciones kernelizadas. Esto nos indica que en muchas de estas variables, nuestra *prior* no debiera incidir sobre la estimación final.

Como excepciones, el gráfico de  $\theta$  muestra un cambio sustancial de la posición de la moda. Esto indica influencia remanente de la distribución *prior*. Encontramos que el valor de la moda en esta ronda al 0.22 (aproximadamente un desvío estándar de diferencia).

La distribución de  $\lambda$  muestra una marcada caída en su desvío, con respecto al kernel. Esto no resulta problemático con respecto a la estimación puntual porque la moda es similar, pero puede generar dificultades en cuanto a la precisión de la inferencia.

La estimación de  $\gamma$  muestra un corrimiento hacia la derecha, pero la moda es igual. Por lo expuesto, concluimos que las reservas principales con respecto a las estimaciones puntuales son con los coeficientes de  $\tau_1$ ,  $\tau_4$  y  $\theta$ . Sin embargo, si utilizamos el parámetro de  $\tau_1$  que sugiere la distribución del kernel, nuestro análisis de la Ley de Okun se conserva: el coeficiente se encuentra sobre el 0.5 %, exactamente el punto que sugiere la heurística.

Tabla 1: Estadística descriptiva de los parámetros estimados para Chile sin tendencia

| Parámetros                | prior mean | mode     | s.d.   | prior | pstdev |
|---------------------------|------------|----------|--------|-------|--------|
| $\theta$                  | 0.15       | 0.1773   | 0.0877 | beta  | 0.1    |
| $G^{ss}$                  | 4.2        | 4.1234   | 0.9076 | norm  | 2.1    |
| $\phi$                    | 0.6        | 0.6833   | 0.0674 | beta  | 0.1    |
| $\sigma_{\epsilon^Y}$     | 0.3        | 0.4257   | 0.1327 | norm  | 0.3    |
| $\sigma_{\epsilon^G}$     | 0.3        | 0.3747   | 0.1074 | norm  | 0.3    |
| $\sigma_{\epsilon^y}$     | 0.3        | 0.4263   | 0.0854 | norm  | 0.3    |
| $\lambda$                 | 0.25       | 0.2124   | 0.0882 | beta  | 0.1    |
| $\kappa$                  | 0.15       | 0.1353   | 0.0436 | norm  | 0.05   |
| $\gamma$                  | 0.075      | 0.0061   | 0.0038 | norm  | 0.025  |
| $\sigma_{\epsilon^\pi}$   | 0.3        | 0.2492   | 0.0325 | norm  | 0.3    |
| $\tau_5$                  | 0.5        | 0.8039   | 0.0822 | unif  | 0.2887 |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$ | 7.6        | 3.0809   | 0.2729 | norm  | 3      |
| $tcr^{ss}$                | 450        | 456.2387 | 1.6183 | norm  | 200    |
| $\tau_1$                  | 0.2        | 0.4271   | 0.1245 | norm  | 0.2    |
| $\tau_2$                  | 0.5        | 0.6668   | 0.2212 | beta  | 0.25   |
| $\tau_3$                  | 0.5        | 0.3905   | 0.4387 | beta  | 0.25   |
| $\tau_4$                  | 0.5        | 0.2072   | 0.3053 | beta  | 0.25   |
| $U^{ss}$                  | 7.7        | 7.64     | 0.4124 | norm  | 3.6    |
| $\sigma_{\epsilon^u}$     | 0.1        | 0.0781   | 0.1457 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^v}$     | 0.1        | 0.0843   | 0.1525 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^{gU}}$  | 0.1        | 0.2578   | 0.072  | norm  | 0.2    |

### 5.1.3. Descomposición histórica

#### Inflación

En la Figura 4 observamos que la descomposición histórica se muestra principalmente descompuesta por los shocks al ciclo económico ( $\epsilon_y$ ), en segunda instancia por los shocks al tipo de cambio ( $\epsilon_{tcr}$ ) y luego por el shock a la inflación ( $\epsilon_\pi$ ). Observamos, en linea con las estimaciones, la alta persistencia de los shocks de ingreso y tipo de cambio. Sin embargo, los shocks a la inflación no muestran esta característica, encontrando eventos propios de un único período.

De esta descomposición observamos que las dinámicas de ingreso son las principales explicativas en la variación de la inflación en Chile bajo este modelo.

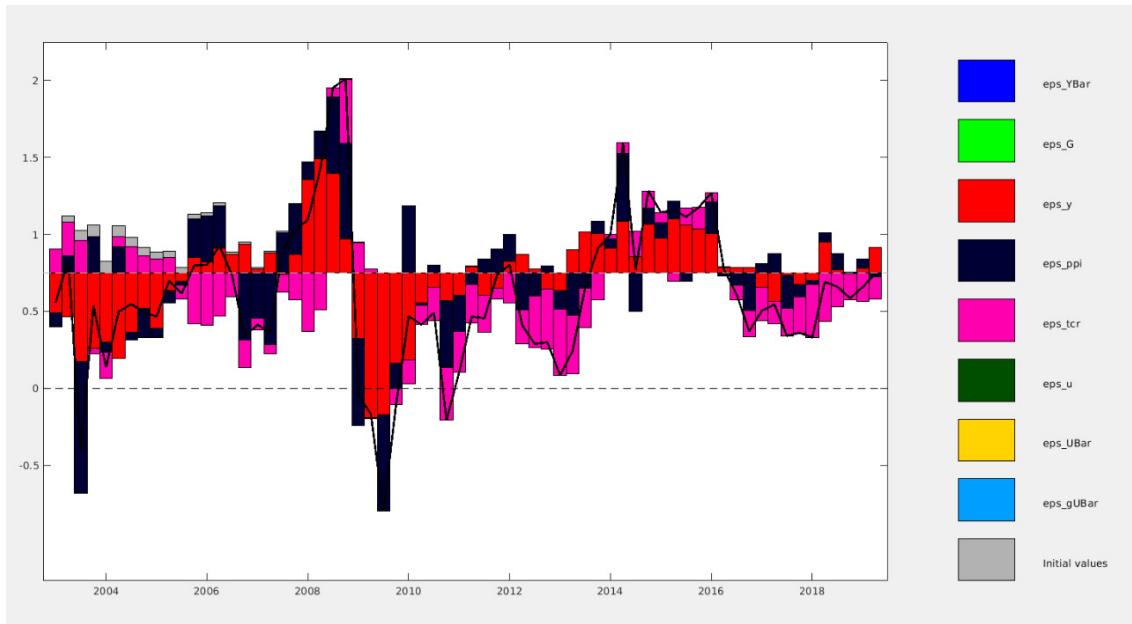


Figura 4: Descomposición Inflación Chile modelo sin tendencia

**PBI:** Para esta descomposición, encontramos que el efecto está dominado por el cambio en el crecimiento del producto potencial ( $\epsilon_G$ ), seguido en importancia por el shock al ingreso. Esto nos indica una preponderancia relativa de los cambios en la *tendencia* del ingreso por encima de los *ciclos* de corto plazo. En la comparación con el caso argentino, haremos hincapié en este contraste, dada la alta volatilidad de tanto la inflación como el ingreso argentino.

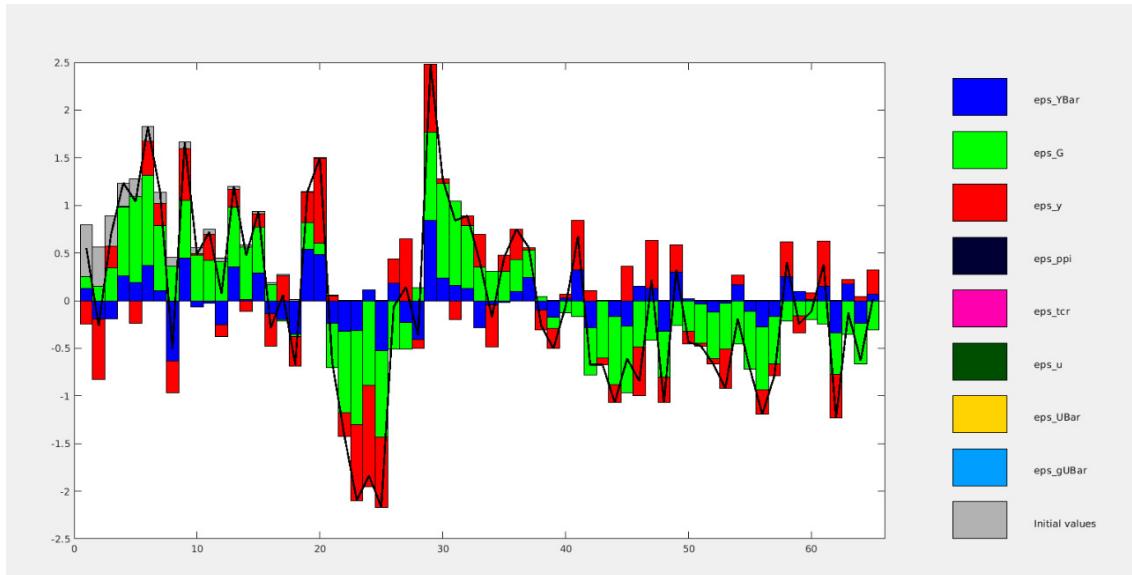


Figura 5: Descomposición Ingreso Chile modelo sin tendencia

**Varianzas incondicionales** Destacamos de este análisis que para estimar la inflación en este modelo, los shocks de ingreso toman primer puesto, seguidos de los shocks a la inflación y recién con menos de la mitad de importancia, los shocks al TCR. Esto avala al análisis hecho en el punto 2.3.2.

Tabla 2: Varianzas incondicionales para la estimación de Chile

| Parámetros  | $\epsilon_{\bar{Y}}$ | $\epsilon_G$ | $\epsilon_y$ | $\epsilon_\pi$ | $\epsilon_{tcr}$ | $\epsilon_u$ | $\epsilon_{\bar{U}}$ | $\epsilon_{\bar{gU}}$ |
|-------------|----------------------|--------------|--------------|----------------|------------------|--------------|----------------------|-----------------------|
| $gY_{obs}$  | 21.79                | 52.24        | 25.97        | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     |
| $g\bar{Y}$  | 29.44                | 70.56        | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     |
| $G$         | 0                    | 100          | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     |
| $y$         | 0                    | 0            | 100          | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     |
| $\pi$       | 0                    | 0            | 45.49        | 34.61          | 19.9             | 0            | 0                    | 0                     |
| $\pi_{obs}$ | 0                    | 0            | 45.49        | 34.61          | 19.9             | 0            | 0                    | 0                     |
| $tcr$       | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     |
| $tcr_{obs}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     |
| $U_{obs}$   | 0                    | 0            | 26.11        | 0              | 0                | 0.96         | 1.67                 | 71.26                 |
| $u$         | 0                    | 0            | 96.46        | 0              | 0                | 3.54         | 0                    | 0                     |
| $\bar{U}$   | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 2.29                 | 97.71                 |
| $\bar{gU}$  | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   |

## 5.2. Estimación del Modelo para Argentina

### 5.2.1. Parámetros

El valor de *marginal likelihood* reportado a través de la *log data density* fue de -568.33. Este valor no es comparable con el valor de Chile ya que son formados por datos distintos.

Se discutirá la importancia relativa de la persistencia de la inflación pasada ( $\lambda$ ) vs. la expectativa de inflación futura ( $\beta$ ). La moda de  $\lambda$  fue 0.192 vs. el parámetro calibrado de  $\beta = 0,995$ . Al igual que en el caso de Chile observamos una mayor importancia relativa de la inflación futura que la pasada.

El efecto de la brecha de producto en la inflación fue estimada en 0.267, aproximadamente el doble que en el caso chileno. Esto presta evidencia a lo encontrado en el inciso 4, donde sugerimos que las políticas que aumentaron sistemáticamente el ingreso por encima del potencial genera dinámicas que sensibilizan a los agentes a los efectos de esta brecha.

Por su parte,  $\gamma = 0,0041$  nos indica el efecto del tipo de cambio real. Del mismo modo, encontramos que el efecto de  $\gamma$  aparenta ser poco significativo, al estar a aproximadamente un desvío estándar del valor de cero.

Para comentar el impacto de la ley de Okun, el parámetro  $\tau_1$  nos indica la influencia de la brecha del ingreso en la brecha de desempleo. Nuestra estimación de la moda posterior de este parámetro es de 0.313. El efecto es de menor magnitud que el previsto por nuestros *priors* y que el caso chileno. Este caso muestra que la relación de Okun se muestra debilitada con respecto a su heurística de 1 % de la brecha de desempleo asociada con una caída del 2 % de la brecha de producto.

Tabla 3: Estadística descriptiva de los parámetros estimados para Argentina

| Parámetros                | prior | mean     | mode    | s.d. | prior  | pstdev |
|---------------------------|-------|----------|---------|------|--------|--------|
| $\theta$                  | 0.5   | 0.4536   | 0.1315  | unif | 0.2887 |        |
| $G^{ss}$                  | 3.2   | 3.4676   | 1.4984  | norm | 3      |        |
| $\phi$                    | 0.5   | 0.98     | 0.0205  | beta | 0.25   |        |
| $\sigma_{\epsilon^Y}$     | 0.5   | 0.5846   | 0.5126  | norm | 0.6    |        |
| $\sigma_{\epsilon^G}$     | 0.5   | 1.5811   | 0.2504  | norm | 0.6    |        |
| $\sigma_{\epsilon^y}$     | 0.5   | 0.0649   | 0.102   | norm | 0.6    |        |
| $\lambda$                 | 0.5   | 0.1924   | 0.1704  | unif | 0.2887 |        |
| $\kappa$                  | 0.1   | 0.267    | 0.4128  | norm | 0.6    |        |
| $\gamma$                  | 0.1   | 0.0041   | 0.0034  | norm | 0.2    |        |
| $\sigma_{\epsilon^\pi}$   | 2     | 1.1091   | 0.1609  | norm | 2      |        |
| $\pi$                     | 20    | 20.9035  | 13.4597 | norm | 20     |        |
| $\tau_5$                  | 0.5   | 0.9626   | 0.0282  | unif | 0.2887 |        |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$ | 7.6   | 5.7653   | 0.5025  | norm | 3      |        |
| $tcr^{ss}$                | 480   | 484.8921 | 13.5767 | norm | 200    |        |
| $\tau_1$                  | 0.5   | 0.313    | 2.2717  | unif | 0.2887 |        |
| $\tau_3$                  | 0.5   | 0.008    | 0.0098  | unif | 0.2887 |        |
| $U^{ss}$                  | 10    | 13.5304  | 4.3182  | unif | 5.7735 |        |
| $\sigma_{\epsilon^u}$     | 0.05  | 0.0196   | 0.123   | norm | 0.2    |        |
| $\sigma_{\epsilon^{gU}}$  | 0.3   | 0.5925   | 0.0517  | norm | 0.5    |        |

### 5.2.2. Pesos de la distribución *prior*

Observamos las principales divergencias entre las modas de la distribución posterior y la distribución kernel en la varianza del shock de desempleo.

Para todos los otros casos como por ejemplo la inflación observada se observa en primera instancia que el cambio ocurrió en la magnitud de la desviación.

Para el nivel del producto promedio así como el crecimiento del producto se observan ligeras perturbaciones.

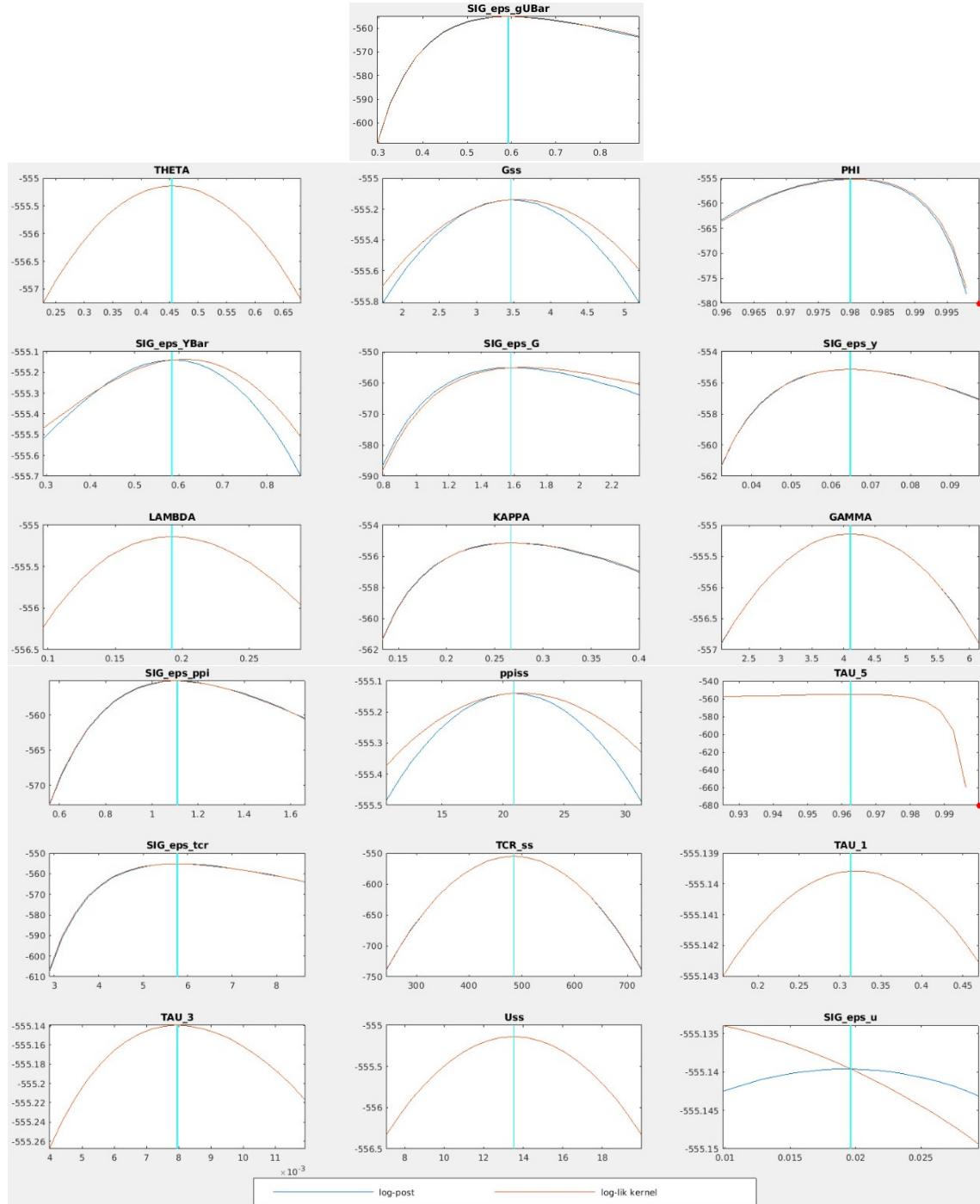


Figura 6: Distribución de parámetros estimados para Argentina sin tendencia

### 5.2.3. Descomposición histórica

#### Inflación

En la Figura 7 observamos que de la misma manera que con Chile, la descomposición histórica se muestra principalmente descompuesta por los shocks al ciclo económico ( $\epsilon_y$ ), en segunda instancia por los shocks al tipo de cambio ( $\epsilon_{tcr}$ ) pero en tercer lugar por las condiciones iniciales. Luego por el shock a la inflación ( $\epsilon_\pi$ ) en mucha menor medida. Observamos, en linea con las estimaciones, la alta persistencia en las condiciones iniciales.

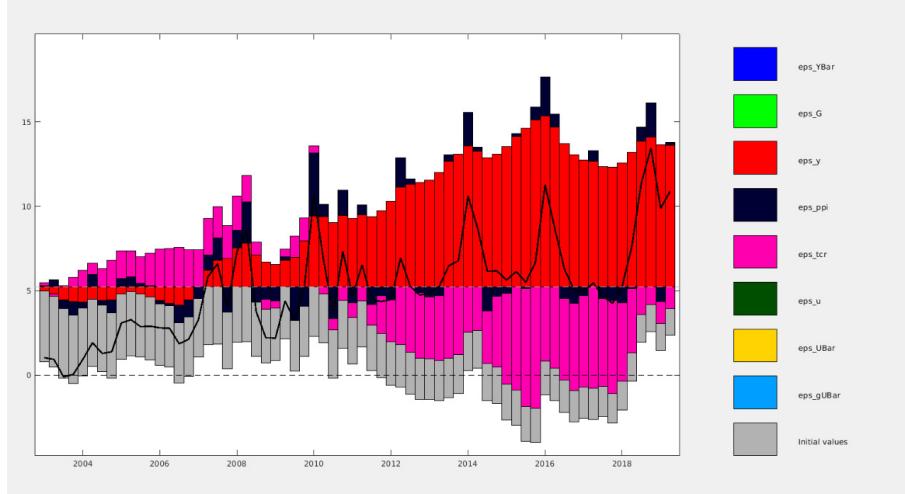


Figura 7: Descomposición de la Inflación de Argentina modelo sin tendencia

**PBI** Para la descomposición de Argentina, encontramos que el efecto está dominado aún más que en Chile por el cambio en el crecimiento del producto potencial ( $\epsilon_G$ ), seguido en importancia por el shock en el ingreso potencial.

Esto sugiere que los cambios en el PBI argentino están en gran medida explicados por shocks que los agentes los identifican como permanentes. Por ejemplo, cambios en los precios de las materias primas (soja), cambios en el partido político que gana las elecciones, cambios en las reglamentaciones para el acceso a la compra y venta de divisas, o en términos generales, cambios en la productividad que los empresarios interpretan como permanentes.

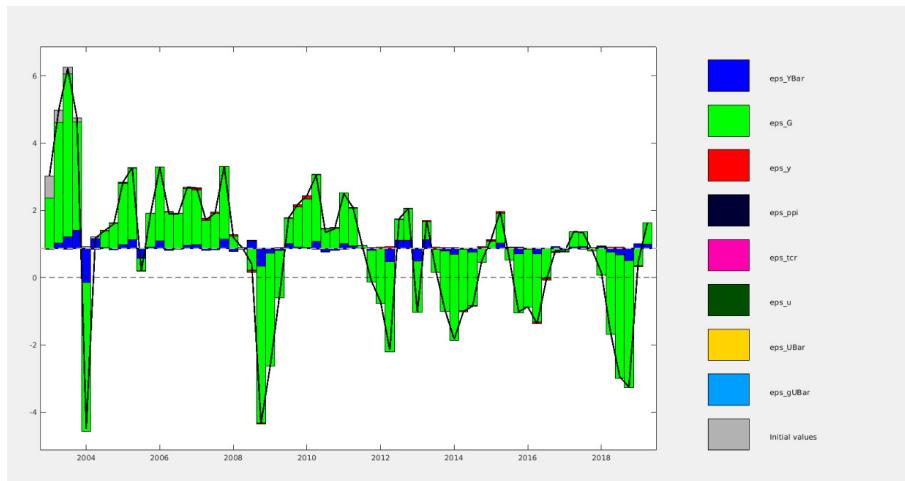


Figura 8: Descomposición del Ingreso en Argentina modelo sin tendencia

#### Varianzas incondicionales

Tabla 4: Varianzas incondicionales para la estimación de Argentina

| Parámetros  | $\epsilon_{\bar{Y}}$ | $\epsilon_G$ | $\epsilon_y$ | $\epsilon_\pi$ | $\epsilon_{tcr}$ | $\epsilon_u$ | $\epsilon_{\bar{U}}$ | $\epsilon_{\bar{gU}}$ |
|-------------|----------------------|--------------|--------------|----------------|------------------|--------------|----------------------|-----------------------|
| $gY_{obs}$  | 8.74                 | 91.15        | 0.11         | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     |
| $g\bar{Y}$  | 8.75                 | 91.25        | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     |
| $G$         | 0                    | 100          | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     |
| $y$         | 0                    | 0            | 100          | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     |
| $\pi$       | 0                    | 0            | 70.47        | 4.88           | 24.65            | 0            | 0                    | 0                     |
| $\pi_{obs}$ | 0                    | 0            | 70.47        | 4.88           | 24.65            | 0            | 0                    | 0                     |
| $tcr$       | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     |
| $tcr_{obs}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     |
| $U_{obs}$   | 0                    | 0            | 0.05         | 0              | 0                | 0            | 0                    | 99.95                 |
| $u$         | 0                    | 0            | 96.43        | 0              | 0                | 3.57         | 0                    | 0                     |
| $\bar{U}$   | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   |
| $\bar{gU}$  | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   |

De ese análisis encontramos que la principal variable que afecta la inflación en la Argentina es, sustancialmente, el shock a la brecha de producto. Esto sustenta adicionalmente nuestra hipótesis de aprendizaje de agentes hacia la brecha.

En segunda instancia, el efecto del TdCR toma el rol del segundo efecto preponderante, a diferencia del caso chileno. Nuestra interpretación sobre esto es que esto responde a la dinámica de utilizar al tipo de cambio real como ancla nominal, en particular en los años en los que se dieron elecciones.

## 6. Extended Model with Inflation Trend Component

### 6.1. Model with inflation estimation for Argentina

Para comparar los dos modelos utilizaremos la referencia de Koop (2003 p4), comparando el ratio de verosimilitudes marginales. Este número, llamado Factor de Bayes, indica la ventaja de que un modelo sea más probable que el otro dada una *prior* equiprobable. Es decir, cuando somos máximamente agnósticos respecto a los modelos, utilizamos este factor para dirimir las diferencias entre lo observado y lo generado.

En este modelo, el valor de *marginal likelihood* fue de -565.57.

Por lo tanto, para calcular el Factor de Bayes, obtenemos el cociente entre las verosimilitudes marginales. Para estos modelos, este resulta:  $e^{-565,57}/e^{-568,33} = 15,79$ . Esto nos indica que, en caso de no asignarle una verosimilitud mayor (*mayor prior*) a un modelo sobre otro, el factor de Bayes nos sugeriría elegir el modelo con tendencia, ya que este es sensiblemente más factible de generar los datos observados. Por lo tanto, para lo que sigue utilizaremos el modelo con tendencia como *benchmark* para Argentina.

#### 6.1.1. Parámetros

Para la curva de Phillips, la moda de  $\lambda$  fue 0.191 vs. el parámetro calibrado de  $\beta=0.995$ . Nuestra adición de la tendencia no modifica que la inflación esperada domine al componente autorregresivo. Dado que  $\kappa = 0.045$ , observamos que el efecto de la brecha del producto tiene un coeficiente más bajo que el caso chileno. Nuestro análisis indica que esto responde al mayor valor promedio (en términos absolutos) de la brecha en Argentina.

El efecto del tipo de cambio real nuevamente es mucho menor que el esperado en la distribución prior.

$\tau_1$  nos indica la influencia de la brecha del ingreso en la brecha de desempleo. Nuestra estimación de la moda posterior de este parámetro es de 0.0087, pero este no es significativo, ya que su error estándar es varias veces su magnitud. Por lo tanto, no encontramos que se corrobore la relación de Okun en nuestras estimaciones.

Tabla 5: Estadística descriptiva de los parámetros estimados para Argentina con tendencia

| Parámetros                      | prior mean | mode     | s.d.    | prior | pstdev |
|---------------------------------|------------|----------|---------|-------|--------|
| $\theta$                        | 0.5        | 0.4501   | 0.1304  | unif  | 0.2887 |
| $G^{ss}$                        | 3.2        | 3.5095   | 1.5018  | norm  | 3      |
| $\phi$                          | 0.5        | 0.5039   | 0.4963  | beta  | 0.25   |
| $\sigma_{\epsilon^Y}$           | 0.5        | 0.5782   | 0.5074  | norm  | 0.6    |
| $\sigma_{\epsilon^G}$           | 0.5        | 1.5765   | 0.247   | norm  | 0.6    |
| $\sigma_{\epsilon^y}$           | 0.1        | 0.0865   | 0.2819  | norm  | 0.3    |
| $\lambda$                       | 0.5        | 0.1909   | 0.1732  | unif  | 0.2887 |
| $\kappa$                        | 0.05       | 0.046    | 0.2018  | norm  | 0.2    |
| $\gamma$                        | 0.1        | 0.0041   | 0.0034  | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^\pi}$         | 2          | 1.0655   | 0.1883  | norm  | 2      |
| $\pi$                           | 20         | 20.6638  | 14.9016 | norm  | 20     |
| $\tau_5$                        | 0.5        | 0.9627   | 0.0282  | unif  | 0.2887 |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$       | 7.6        | 5.7657   | 0.5026  | norm  | 3      |
| $tcr^{ss}$                      | 480        | 484.9932 | 13.746  | norm  | 200    |
| $\tau_1$                        | 0.01       | 0.0087   | 0.1002  | norm  | 0.1    |
| $\tau_3$                        | 0.5        | 0.0076   | 0.0092  | unif  | 0.2887 |
| $U^{ss}$                        | 10         | 13.5672  | 4.417   | unif  | 5.7735 |
| $\sigma_{\epsilon^u}$           | 0.05       | 0.0195   | 0.1231  | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^{gU}}$        | 0.3        | 0.5925   | 0.0516  | norm  | 0.5    |
| $\sigma_{\epsilon^{\bar{\pi}}}$ | 0.5        | 0.96     | 0.2889  | norm  | 1      |
| $\phi_{\bar{\pi}}$              | 0.5        | 0.9875   | 0.0165  | unif  | 0.2887 |

### 6.1.2. Pesos de la distribución *prior*

Encontramos que existen algunas variables donde la estimación del modelo diverge nuevamente de la estimación kernelizada. La distribución de  $\phi$  no muestra una clara moda, por lo que inferimos que nuestra estimación es dudosa. Lo mismo sucede con nuestra estimación de  $\kappa$ .

Tanto  $\tau_3$  como  $\sigma_{\epsilon^u}$  tienen sus modas kernelizadas en valores muy inferiores que los

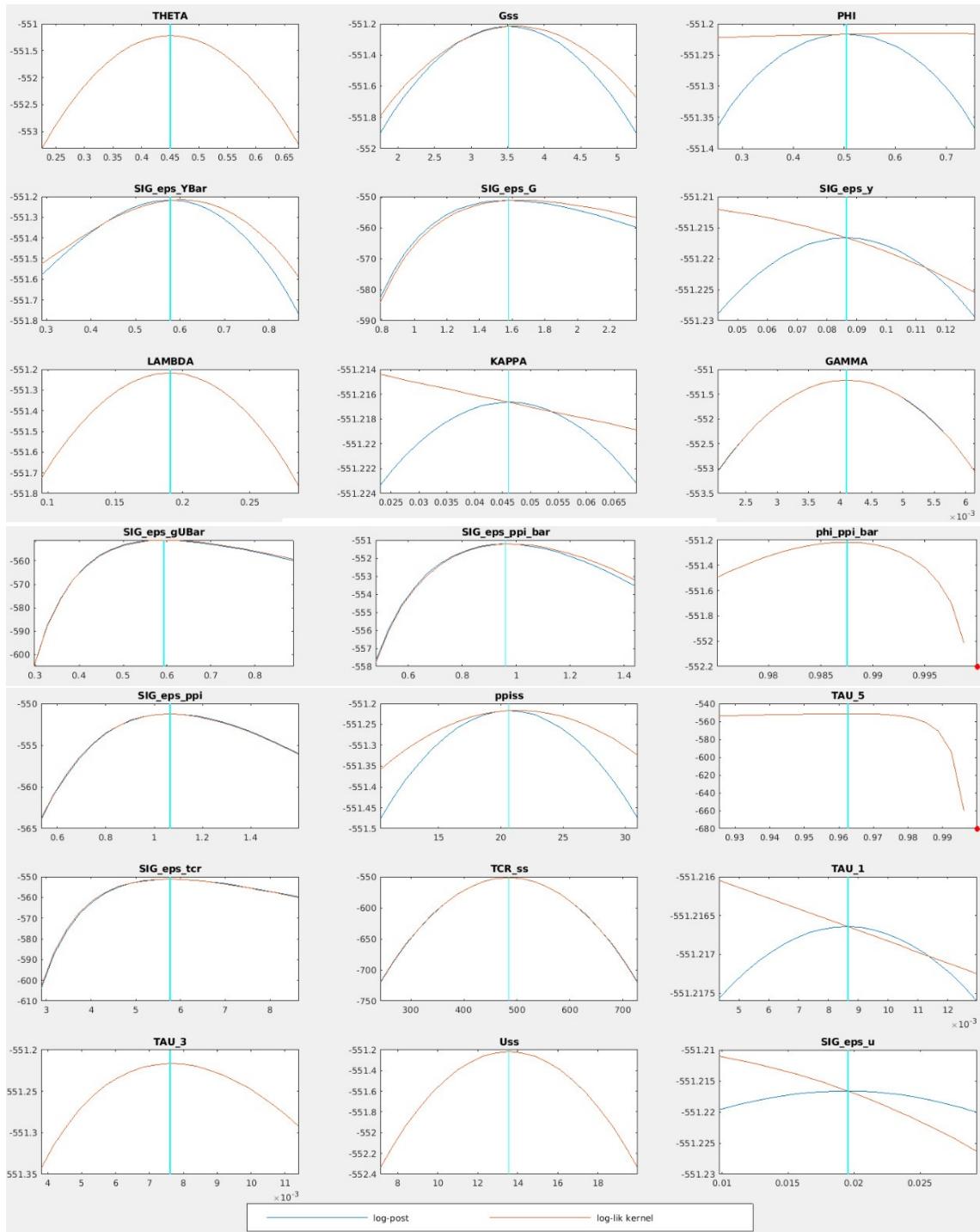


Figura 9: Distribución de parámetros estimados para Argentina con tendencia

### 6.1.3. Descomposición histórica

#### Inflación

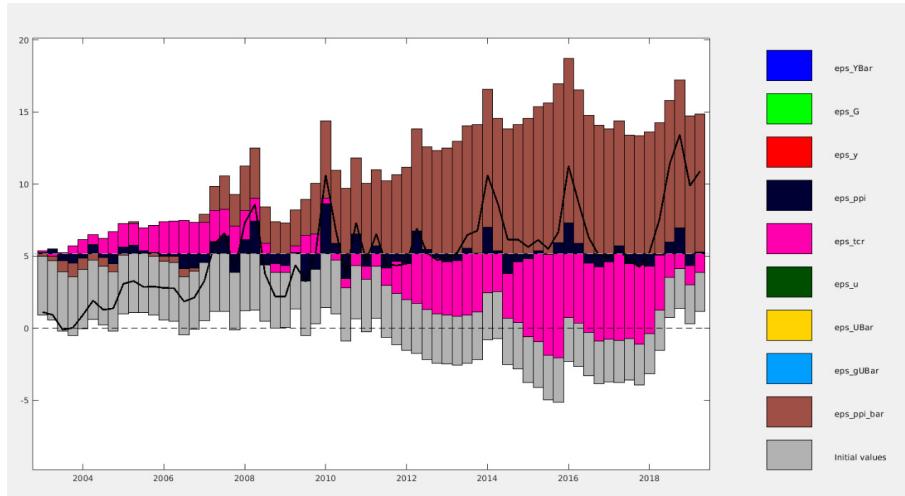


Figura 10: Descomposición histórica del crecimiento de la inflación observada en Argentina

La descomposición con tendencia nos indica la presencia de shocks persistentes y unidireccionales a la tendencia inflacionaria, que explican el grueso de la inflación. Nuestra interpretación de esto es que esto refleja una progresiva mayor tolerancia por la inflación.

En segundo orden, sin embargo, encontramos la persistencia de valores iniciales y shocks al tipo de cambio. Encontrar valores iniciales con esta preponderancia genera ciertas dudas sobre la sensibilidad de la estimación a estos valores.

Es menester resaltar que desde 2012 en adelante, estos shocks de tipo de cambio real corresponden a un período en el cual este se encontró fácticamente desdoblado en su variante comercial y financiera. A su vez, una interpretación indica que el tipo de cambio comercial u “oficial” se utilizaba como ancla nominal para evitar aumentos en la inflación. Esta hipótesis obtiene sustento en la persistencia decreciente de estos shocks. **PBI**

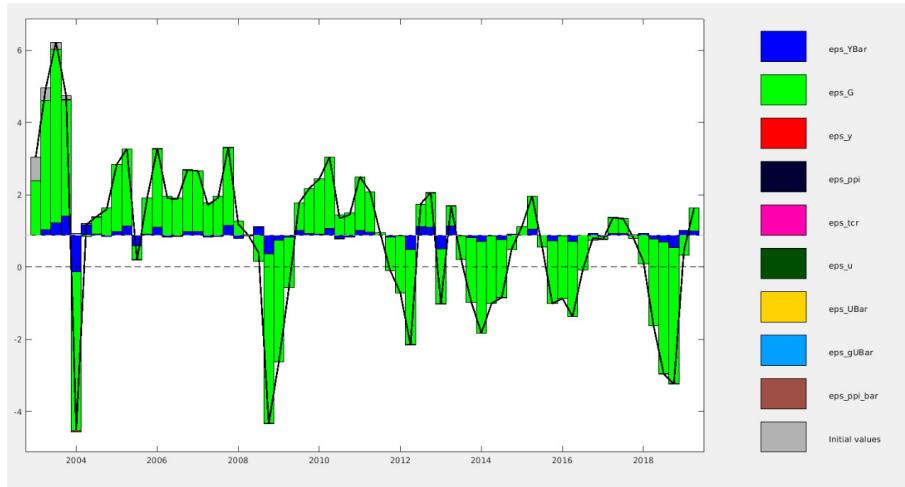


Figura 11: Descomposición del crecimiento del producto en Argentina

No observamos diferencias significativas en esta estimación desde el punto anterior: domina el efecto de  $\epsilon_G$ .

#### Varianzas incondicionales

La tabla de descomposición nos indica nuevamente la preponderancia de la tendencia ( $\epsilon_{\bar{\pi}}$ ) por encima del resto de las variables.

En conclusión, la inclusión de la tendencia de inflación para la Argentina resulta en una descomposición completamente distinta. A nuestro criterio, la inclusión de esta variable es apropiado tanto

por la mayor verosimilitud de generación de datos como por interpretación cualitativa de este período.

Tabla 6: Varianzas incondicionales en Argentina con tendencia

| Parámetros  | $\epsilon_{\bar{Y}}$ | $\epsilon_G$ | $\epsilon_y$ | $\epsilon_\pi$ | $\epsilon_{tcr}$ | $\epsilon_u$ | $\epsilon_{\bar{U}}$ | $\epsilon_{g\bar{U}}$ | $\epsilon_{\bar{\pi}}$ |
|-------------|----------------------|--------------|--------------|----------------|------------------|--------------|----------------------|-----------------------|------------------------|
| $gY_{obs}$  | 8.56                 | 91.19        | 0.25         | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $g\bar{Y}$  | 8.58                 | 91.42        | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $G$         | 0                    | 100          | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $y$         | 0                    | 0            | 100          | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\pi$       | 0                    | 0            | 0            | 15.41          | 84.58            | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\pi_{obs}$ | 0                    | 0            | 0            | 3.48           | 19.07            | 0            | 0                    | 0                     | 77.45                  |
| $tcr$       | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $tcr_{obs}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $U_{obs}$   | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   | 0                      |
| $u$         | 0                    | 0            | 0.2          | 0              | 0                | 99.8         | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\bar{U}$   | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   | 0                      |
| $\bar{gU}$  | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   | 0                      |
| $\bar{\pi}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 100                    |

## 6.2. Model with inflation estimation for Argentina

### 6.2.1. Parámetros

En cuanto a la curva de Phillips, vemos al comparar a  $\lambda=0.18$  y  $\beta=0.995$  nos indican la menor importancia relativa de la persistencia de la inflación pasada en relación a la expectativa de inflación.

Por su parte, el efecto de la brecha de producto en la inflación ( $\kappa=0.13$ ) se muestra en línea con la estimación previa.

En cuanta a la ley de Okun, la influencia de la brecha del ingreso en la brecha de desempleo fue estimado como  $\tau_1=0.44$ . En esta estimación nuevamente vemos que se conserva la influencia de esta inflación.

Tabla 7: Estadística descriptiva de los parámetros estimados para Chile con tendencia de inflación

| Parámetros                      | prior mean | mode     | s.d.   | prior | pstdev |
|---------------------------------|------------|----------|--------|-------|--------|
| $\theta$                        | 0.15       | 0.1803   | 0.0791 | beta  | 0.1    |
| $G^{ss}$                        | 4.2        | 4.1198   | 1.0875 | norm  | 2.1    |
| $\phi$                          | 0.6        | 0.6817   | 0.0751 | beta  | 0.1    |
| $\sigma_{\epsilon^Y}$           | 0.3        | 0.4186   | 0.151  | norm  | 0.3    |
| $\sigma_{\epsilon^G}$           | 0.3        | 0.3841   | 0.1101 | norm  | 0.3    |
| $\sigma_{\epsilon^y}$           | 0.3        | 0.4235   | 0.082  | norm  | 0.3    |
| $\lambda$                       | 0.25       | 0.1826   | 0.0883 | beta  | 0.1    |
| $\kappa$                        | 0.15       | 0.1302   | 0.0454 | norm  | 0.05   |
| $\gamma$                        | 0.075      | 0.0065   | 0.0034 | norm  | 0.025  |
| $\sigma_{\epsilon^\pi}$         | 0.3        | 0.1791   | 0.0742 | norm  | 0.3    |
| $\tau_5$                        | 0.5        | 0.8031   | 0.072  | unif  | 0.2887 |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$       | 7.6        | 3.0812   | 0.2867 | norm  | 3      |
| $tcr^{ss}$                      | 450        | 456.2371 | 1.7715 | norm  | 200    |
| $\tau_1$                        | 0.2        | 0.4441   | 0.1285 | norm  | 0.2    |
| $\tau_2$                        | 0.5        | 0.672    | 0.1537 | beta  | 0.25   |
| $\tau_3$                        | 0.5        | 0.4193   | 0.2456 | beta  | 0.25   |
| $\tau_4$                        | 0.5        | 0.1856   | 0.1261 | beta  | 0.25   |
| $U^{ss}$                        | 7.7        | 7.6504   | 0.674  | norm  | 3.6    |
| $\sigma_{\epsilon^u}$           | 0.1        | 0.0812   | 0.0668 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^U}$           | 0.1        | 0.0879   | 0.0797 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^{gU}}$        | 0.1        | 0.2497   | 0.0704 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^{\bar{\pi}}}$ | 0.5        | 0.2362   | 0.1046 | norm  | 1      |
| $\phi_{\bar{\pi}}$              | 0.5        | 0.4933   | 0.2364 | unif  | 0.2887 |

### 6.2.2. Pesos de la distribución *prior*

Encontramos en estas estimaciones múltiples divergencias entre variables estimadas y variables kernelizados.

Tanto  $\theta$ ,  $\lambda$  y  $\tau_3$  muestran marcadas diferencias entre la posterior bayesiana y su contraste estimado. Esto muestra la influencia de las elecciones de *priors* en la posterior, por lo que el valor puntual de la moda posterior no puede tomarse como final.

La presencia de esta influencia en estas variables claves pone en duda la inclusión de la tendencia de inflación para el caso chileno.

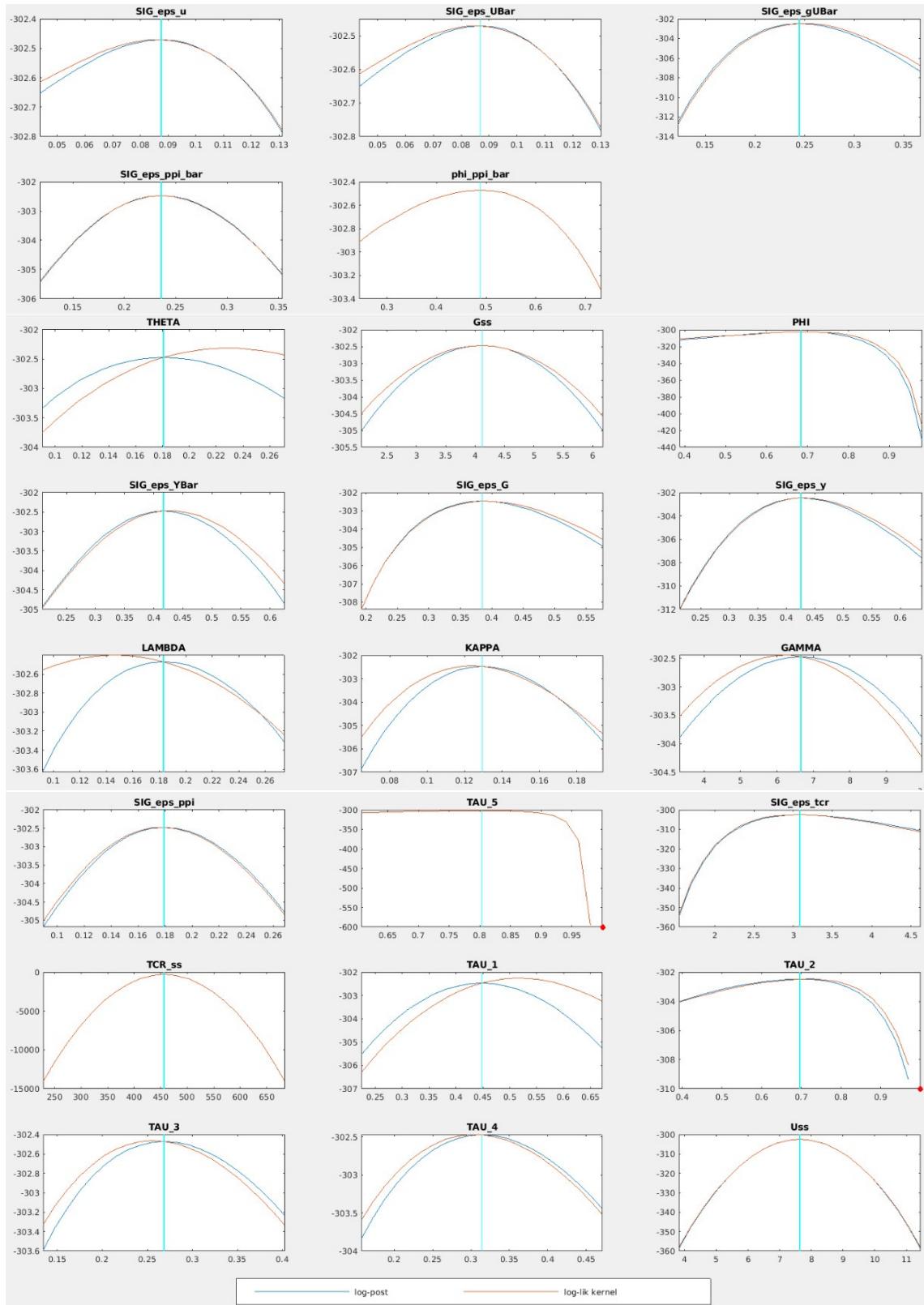


Figura 12: Distribución de parámetros estimados para Chile con tendencia

### 6.2.3. Descomposición histórica

#### Inflación

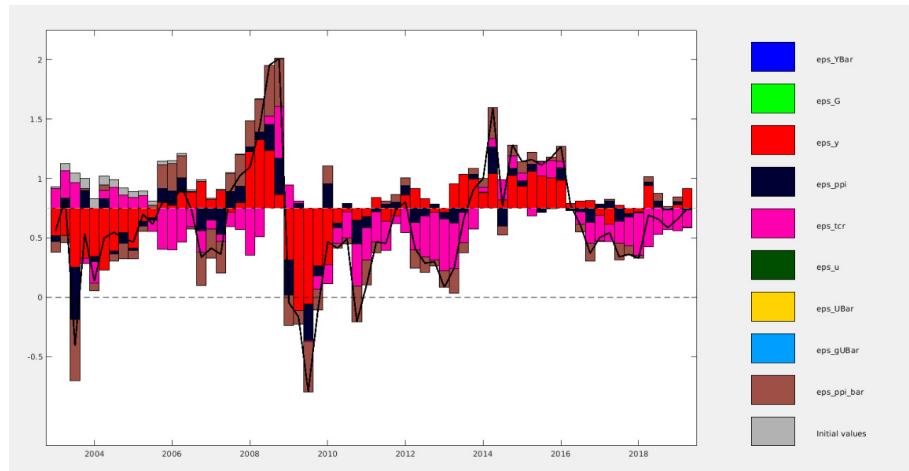


Figura 13: Descomposición histórica de la inflación en Chile con tendencia

Esta estimación muestra que, en contraste con el caso argentino, los shocks a la tendencia de inflación no son persistentes, unidireccionales, ni de principal magnitud. Esto da sustento adicional a no elegir este modelo como el representativo para Chile.

**PBI** La descomposición del PBI no muestra marcadas divergencias con respecto al modelo que excluye la tendencia.

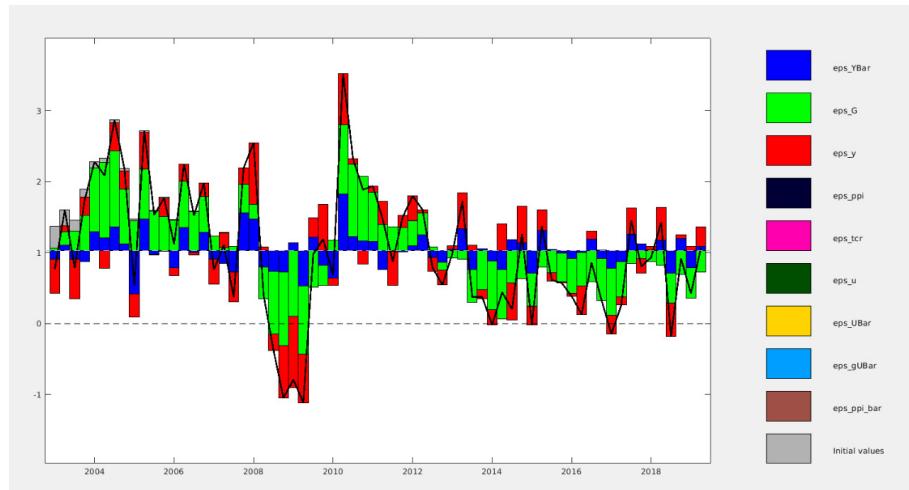


Figura 14: Descomposición histórica de el crecimiento del producto en Chile con tendencia

### Varianzas incondicionales

En esta descomposición observamos que los shocks a la tendencia ( $\epsilon_{\bar{\pi}}$ ) tienen una importancia que es aproximadamente un tercio de la encontrada en el de Argentina. Adicionalmente, el efecto toma una tercera posición en importancia, detrás de los shocks a la brecha de producto y el tipo de cambio.

Tabla 8: Varianzas incondicionales modelo FVM para datos de chile con tendencia de inflación

| Parámetros  | $\epsilon_{\bar{Y}}$ | $\epsilon_G$ | $\epsilon_y$ | $\epsilon_\pi$ | $\epsilon_{tcr}$ | $\epsilon_u$ | $\epsilon_{\bar{U}}$ | $\epsilon_{\bar{gU}}$ | $\epsilon_{\bar{\pi}}$ |
|-------------|----------------------|--------------|--------------|----------------|------------------|--------------|----------------------|-----------------------|------------------------|
| $gY_{obs}$  | 20.69                | 53.66        | 25.64        | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $g\bar{Y}$  | 27.83                | 72.17        | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $G$         | 0                    | 100          | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $y$         | 0                    | 0            | 100          | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\pi$       | 0                    | 0            | 49.94        | 22.42          | 27.64            | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\pi_{obs}$ | 0                    | 0            | 36.92        | 16.58          | 20.43            | 0            | 0                    | 0                     | 26.07                  |
| $tcr$       | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $tcr_{obs}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $U_{obs}$   | 0                    | 0            | 32.84        | 0              | 0                | 1.31         | 1.26                 | 64.59                 | 0                      |
| $u$         | 0                    | 0            | 96.17        | 0              | 0                | 3.83         | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\bar{U}$   | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 1.91                 | 98.09                 | 0                      |
| $\bar{gU}$  | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   | 0                      |
| $\bar{\pi}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 100                    |

## 7. Further Model Extension: Neutral Real Exchange Rate:

Definimos  $\overline{TCR}$ , el cual funciona como el tipo de cambio al cual no genera cambios en la inflación. Indicamos que este valor puede ser distinto al tipo de cambio de estado estacionario, por lo que podrían generarse presiones inflacionarias o desinflacionarias cuanto mayor la divergencia.

$$tcr_t^{obs} = tcr_t + \overline{TCR}_t$$

$$\overline{TCR}_t = \tau_6 * TCR_{SS}/4 + (1 - \tau_6) * \overline{TCR}_{t-1} + \epsilon_{\overline{TCR}}$$

La decisión de elegir una dinámica del tipo promedio ponderado se fundamenta en que, dado que el  $tcr_t$  ya posee una dinámica autorregresiva, elegir otra dinámica de este tipo para el tipo de cambio neutral generaría problemas en la estimación. Esto ocurre dado que el modelo no podría distinguir entre las distintas fuentes de persistencia.

### 7.1. Chile

Nuestro log data density fue de -1172.351583. La probabilidad que Dynare asigna a este modelo es órdenes de magnitud menores a los obtenidos por los modelos previos. Por lo tanto, el Bayes Factor preferirá cualquier otro modelo.

Sin embargo, exploramos los resultados obtenidos.

#### Parámetros

Tabla 9: Estadística descriptiva de los parámetros estimados para Chile con TCR neutral

| Parámetros                | prior mean | mode      | s.d.   | prior | pstdev |
|---------------------------|------------|-----------|--------|-------|--------|
| $\theta$                  | 0.15       | 0.3042    | 0.0022 | beta  | 0.1    |
| $G^{ss}$                  | 4.2        | 3.9027    | 0.0307 | norm  | 2.1    |
| $\phi$                    | 0.6        | 0.7171    | 0.0024 | beta  | 0.1    |
| $\sigma_{\epsilon^Y}$     | 0.3        | 0.2995    | 0.0007 | norm  | 0.3    |
| $\sigma_{\epsilon^G}$     | 0.3        | 0.4037    | 0.0007 | norm  | 0.3    |
| $\sigma_{\epsilon^y}$     | 0.3        | 0.1419    | 0.0027 | norm  | 0.3    |
| $\lambda$                 | 0.25       | 0.2798    | 0.0002 | beta  | 0.1    |
| $\kappa$                  | 0.15       | 0.2687    | 0.0014 | norm  | 0.05   |
| $\gamma$                  | 0.075      | 0.0919    | 0.0001 | norm  | 0.025  |
| $\sigma_{\epsilon^\pi}$   | 0.3        | 0.3058    | 0.0011 | norm  | 0.3    |
| $\tau_5$                  | 0.5        | 0.1998    | 0.0048 | unif  | 0.2887 |
| $\tau_6$                  | 0.5        | 0.5001    | 0      | unif  | 0.2887 |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$ | 7.6        | 23.0522   | 0.2246 | norm  | 3      |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$ | 7.6        | 15.6279   | 0.1401 | norm  | 3      |
| $tcr^{ss}$                | 450        | 1219.8057 | 9.9837 | norm  | 200    |
| $\tau_1$                  | 0.2        | 0.2213    | 0.0006 | norm  | 0.2    |
| $\tau_2$                  | 0.5        | 0.3913    | 0.0029 | beta  | 0.25   |
| $\tau_3$                  | 0.5        | 0         | 0.0084 | beta  | 0.25   |
| $\tau_4$                  | 0.5        | 0.1828    | 0.0055 | beta  | 0.25   |
| $U^{ss}$                  | 7.7        | 1.2686    | 0.09   | norm  | 3.6    |
| $\sigma_{\epsilon^u}$     | 0.1        | 0.4466    | 0.0033 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^U}$     | 0.1        | 0.1359    | 0.0001 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^{gU}}$  | 0.1        | 0.0004    | 0      | norm  | 0.2    |

Encontramos como parámetros claves que el valor de la variable adicionada,  $\sigma_{\epsilon-t\bar{cr}}$  tiene un valor muy superior a la media prior estimada, y por su bajo desvío estándar aparenta alta significatividad. Sin embargo, encontramos a su vez ciertas irregularidades en esta estimación: tanto  $\tau_6$  como  $\sigma_{\epsilon GU}$

colapsa su desvío a cero, y los parámetros  $\sigma_{\epsilon GU}$  y  $\tau_4$  tienen sus valores posteriores en cero, indicando la ausencia de estos canales en el modelo.

### Posterior

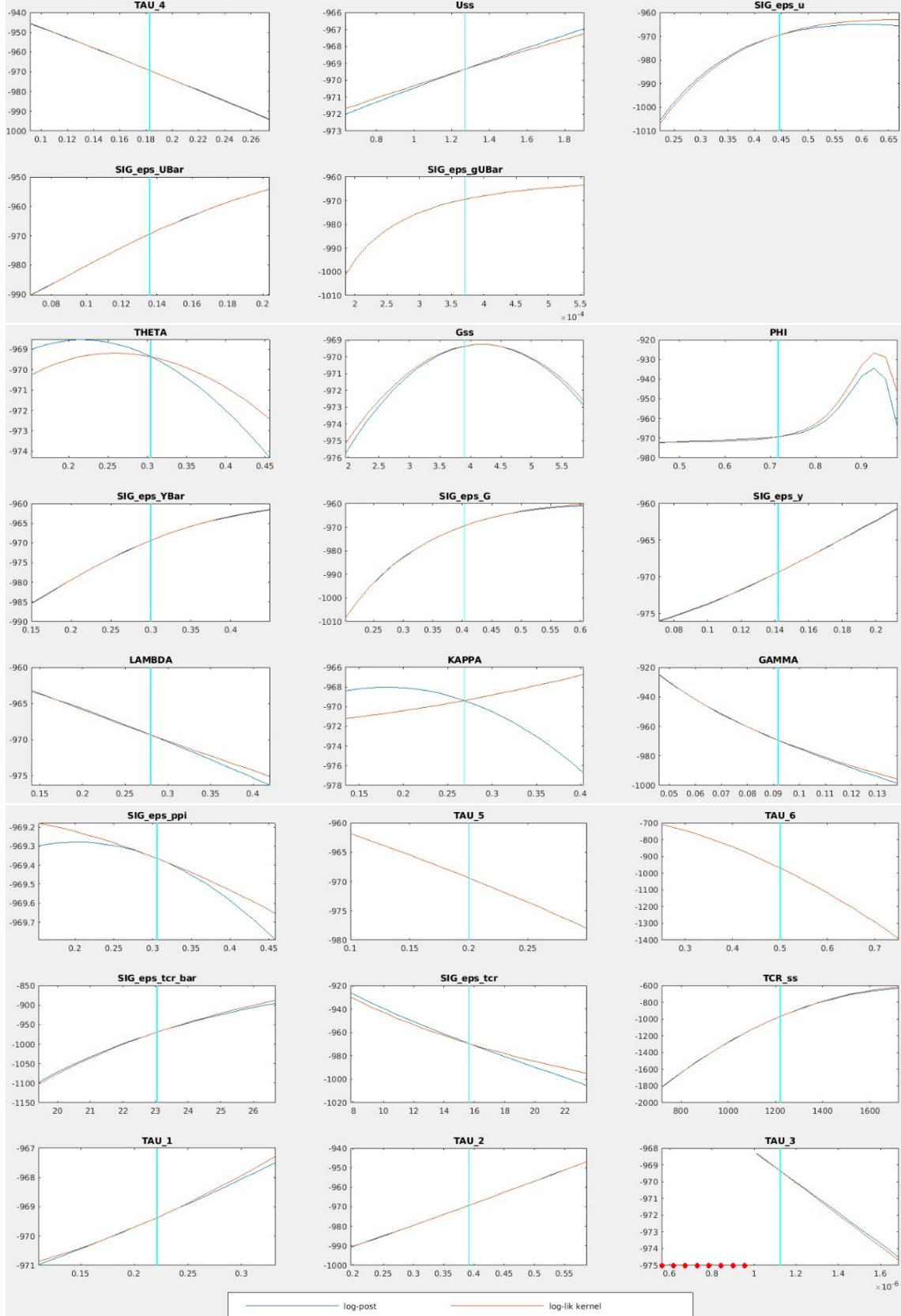


Figura 15: Distribución de parámetros estimados para Chile

A su vez, encontramos múltiples divergencias entre las variables posteriores y las variables estimadas por el kernel. Entre ellas, tanto  $\phi, \theta, y\kappa$ . Al ser estas algunas de las variables más relevantes para el análisis de la Curva de Phillips y de la Ley de Okun, argumentamos que es preferible mantener las interpretaciones previamente obtenidas.

### Descomposición histórica

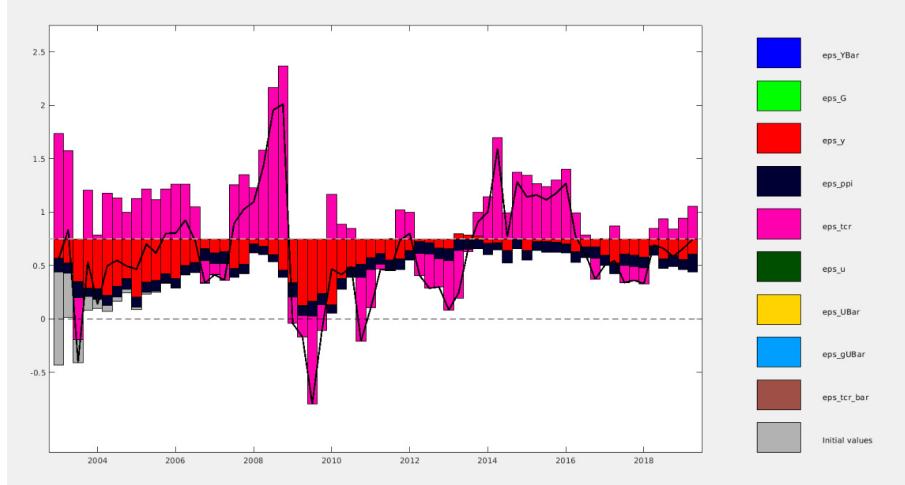


Figura 16: Inflación Chile con Tipo de cambio neutral

#### Inflación

La descomposición histórica de la inflación observada en Chile, indica que lo que contribuyo mayoritariamente a su incremento fueron shocks positivos al tipo de cambio real, esto ocurrió mayoritariamente entre inicios del 2003, hasta fin del 2008, momento en el cuál Chile se ve golpeado por la crisis financiera global de ese año, como se puede analizar de ese gráfico, el país entro en un proceso deflacionario el cuál duro hasta la 2da mitad del año 2014, en el cuál la inflación volvió a crecer, si bien los últimos 4 años se tiene un proceso deflacionario, impulsado mayoritariamente por shocks al producto(Al cual se le puede caracterizar dado el contexto de chile,como el precio del cobre), este no llega al nivel que tuvo en el 2008

#### Producto

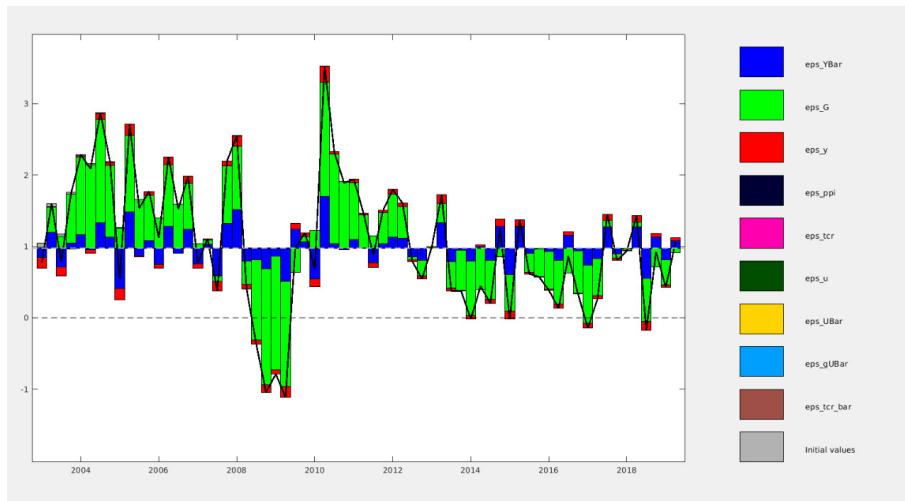


Figura 17: Producto Chile con Tipo de cambio neutral

Para este modelo se observa que el crecimiento del producto se ve principalmente afectado por shocks a si mismo y en ciertos periodos afectado por shocks al nivel del producto y al producto

promedio, se destaca aquí que tanto el tipo de cambio, como la inflación no tienen injerencia en el mismo, y su variación corresponde a lo mencionado en el anterior párrafo, la crisis financiera y asu vez los movimientos del precio del cobre.

### Varianzas incondicionales

Observamos de esta tabla que la inflación se descompone primariamente por los shocks del tipo de cambio. No resulta verosímil semejante cambio en la composición de la varianza, en particular considerando los problemas de estimación, por lo que consideramos que deberemos mantener el análisis de modelos previos.

Tabla 10: Varianzas incondicionales

| Parámetros  | $\epsilon_{\bar{Y}}$ | $\epsilon_G$ | $\epsilon_y$ | $\epsilon_\pi$ | $\epsilon_{tcr}$ | $\epsilon_u$ | $\epsilon_{\bar{U}}$ | $\epsilon_{g\bar{U}}$ | $\epsilon_{\bar{tcr}}$ |
|-------------|----------------------|--------------|--------------|----------------|------------------|--------------|----------------------|-----------------------|------------------------|
| $gY_{obs}$  | 20.91                | 73.62        | 5.46         | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $g\bar{Y}$  | 22.12                | 77.88        | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $G$         | 0                    | 100          | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $y$         | 0                    | 0            | 100          | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\pi$       | 0                    | 0            | 1.41         | 2.41           | 96.19            | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\pi_{obs}$ | 0                    | 0            | 1.41         | 2.41           | 96.19            | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $tcr$       | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     | 0                      |
| $tcr_{obs}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 26.42            | 0            | 0                    | 0                     | 73.58                  |
| $U_{obs}$   | 0                    | 0            | 0.2          | 0              | 0                | 11.11        | 2.62                 | 86.07                 | 0                      |
| $u$         | 0                    | 0            | 1.78         | 0              | 0                | 98.22        | 0                    | 0                     | 0                      |
| $\bar{U}$   | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 2.96                 | 97.04                 | 0                      |
| $\bar{gU}$  | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   | 0                      |
| $\bar{tcr}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 100                    |

Para este modelo podemos apreciar que tanto la inflación observada como la inflación son explicadas por los mismos 3 shocks, y a la misma proporción.

## 7.2. Argentina

El valor de *log data density* obtenido fue de -7486. Nuevamente encontramos que esta modelización produce estimaciones largamente menos verosímiles que las obtenidas por los otros modelos.

### Parámetros

Tabla 11: Estadística descriptiva de los parámetros estimados para Argentina con TCR neutral

| Parámetros                      | prior mean | mode     | s.d.   | prior | pstdev |
|---------------------------------|------------|----------|--------|-------|--------|
| $\theta$                        | 0.5        | 0.4631   | 0.0026 | unif  | 0.2887 |
| $G^{ss}$                        | 3.2        | 2.5671   | 0.0748 | norm  | 3      |
| $\phi$                          | 0.5        | 0.5145   | 0.002  | beta  | 0.25   |
| $\sigma_{\epsilon^Y}$           | 0.5        | 0.2416   | 0.0333 | norm  | 0.6    |
| $\sigma_{\epsilon^G}$           | 0.5        | 0.1932   | 0.0372 | norm  | 0.6    |
| $\sigma_{\epsilon^y}$           | 0.1        | 0.2971   | 0.0267 | norm  | 0.3    |
| $\lambda$                       | 0.5        | 0.3969   | 0.015  | unif  | 0.2887 |
| $\kappa$                        | 0.05       | 0        | 0.0054 | norm  | 0.2    |
| $\gamma$                        | 0.1        | 0.0975   | 0.0004 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^\pi}$         | 2          | 1.9082   | 0.0101 | norm  | 2      |
| $\pi$                           | 20         | 3.4005   | 1.8746 | norm  | 20     |
| $\tau_5$                        | 0.5        | 0.5329   | 0.0123 | unif  | 0.2887 |
| $\tau_6$                        | 0.5        | 0.5013   | 0.0002 | unif  | 0.2887 |
| $\sigma_{\epsilon^{tcr}}$       | 7.6        | 10.3758  | 0.3624 | norm  | 3      |
| $\sigma_{\epsilon^{\bar{tcr}}}$ | 7.6        | 12.1055  | 0.5636 | norm  | 3      |
| $tcr^{ss}$                      | 480        | 540.7826 | 9.8652 | norm  | 200    |
| $\tau_1$                        | 0.01       | 0        | 0      | norm  | 0.1    |
| $\tau_3$                        | 0.5        | 0.5109   | 0.0014 | unif  | 0.2887 |
| $U^{ss}$                        | 10         | 11.2491  | 0.174  | unif  | 5.7735 |
| $\sigma_{\epsilon^u}$           | 0.05       | 0.0498   | 0.0018 | norm  | 0.2    |
| $\sigma_{\epsilon^{gU}}$        | 0.3        | 0.5259   | 0.0376 | norm  | 0.5    |
| $\sigma_{\epsilon^{\bar{u}}}$   | 0.5        | 0.4968   | 0.0004 | norm  | 1      |
| $\phi_{\bar{\pi}}$              | 0.5        | 0.2365   | 0.0342 | unif  | 0.2887 |

**Posterior** Notamos que la moda de la mayoría de los parámetros está muy alejada del promedio del kernel. Las mejores estimaciones son para  $\phi$  y  $G^{ss}$ . En general, esto quiere decir que nuestras *priors* están condicionando es gran parte las estimaciones del modelo.

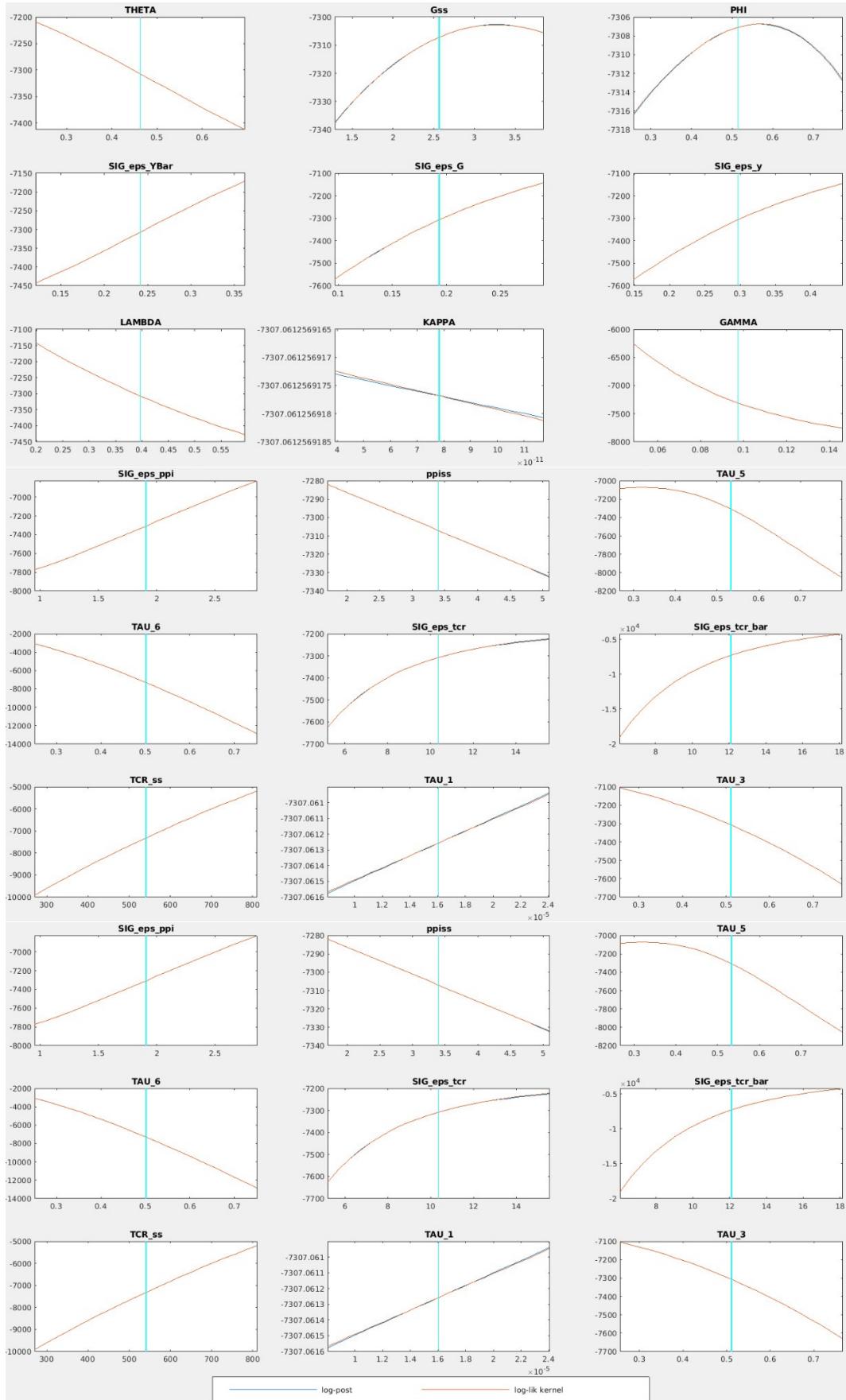


Figura 18: Distribución de parámetros estimados para Argentina

## Descomposición histórica

### Inflación

Incluir un tipo de cambio natural, da una caracterización diferente con respectos a los modelos anteriores, como se puede apreciar la inflación observada sigue una tendencia creciente principalmente cambios en el tipo de cambio real (Posiblemente por una caída en la productividad respecto al mercado internacional, el cual tiene su origen en una mala administración de los recursos productivos, como leyes que desincentivan la inversión, o regímenes que brindan un clima de inseguridad). Este efecto se ve disminuido por shocks de la inflación que pueden ser políticas de control de precios entre otros.

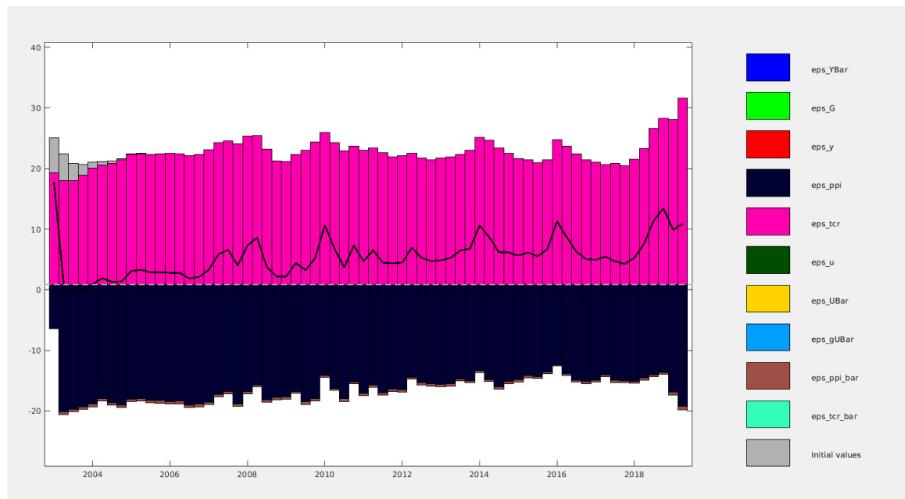


Figura 19: Inflación Argentina con Tipo de cambio neutral

### Producto

Como se explicó en los modelos anteriores estas caídas están condicionadas a eventos externos (Caída del precio de los commodities, como es la Soja, la crisis financiera del 2008), como eventos internos (Políticas de estado tales como cambio de impuestos, restricciones en el mercado de divisas). En este caso el modelo indica que los cambios en el crecimiento del producto vienen sujetos a cambios permanentes (tendencia y nivel), así como cambios transitorios. A diferencia de los modelos anteriores en este caso el que genera la mayor variación del producto es el transitorio, esto podría explicarse porque ante situaciones adversas el gobierno reacciona bajo una serie de mecanismos de contingencia para intentar mantenerse bajo un sendero de crecimiento.

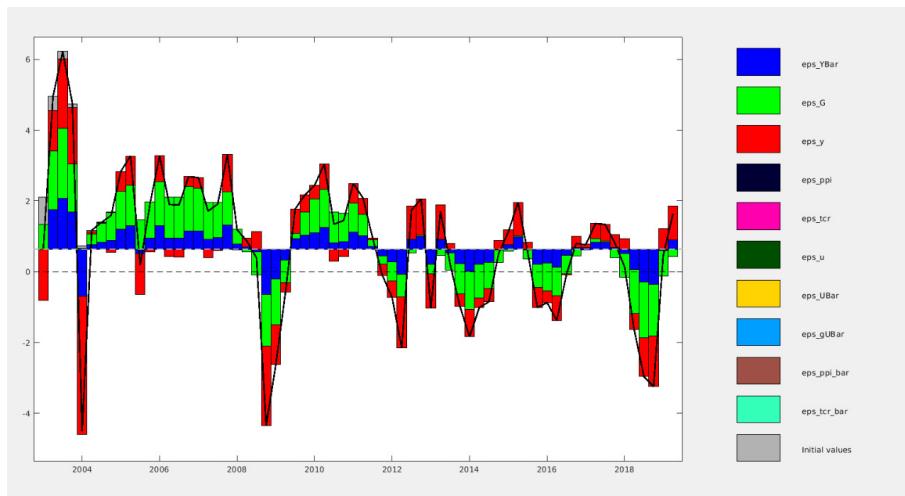


Figura 20: Producto Argentina con Tipo de cambio neutral

## Varianzas incondicionales

Tabla 12: Varianzas incondicionales

| Parámetros  | $\epsilon_{\bar{Y}}$ | $\epsilon_G$ | $\epsilon_y$ | $\epsilon_\pi$ | $\epsilon_{tcr}$ | $\epsilon_u$ | $\epsilon_{\bar{U}}$ | $\epsilon_{g\bar{U}}$ | $\epsilon_{\bar{\pi}}$ | $\epsilon_{\bar{tcr}}$ |
|-------------|----------------------|--------------|--------------|----------------|------------------|--------------|----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| $gY_{obs}$  | 25.67                | 23.07        | 51.26        | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      | 0                      |
| $g\bar{Y}$  | 52.66                | 47.34        | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      | 0                      |
| $G$         | 0                    | 100          | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      | 0                      |
| $y$         | 0                    | 0            | 100          | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      | 0                      |
| $\pi$       | 0                    | 0            | 0            | 26.81          | 73.19            | 0            | 0                    | 0                     | 0                      | 0                      |
| $\pi_{obs}$ | 0                    | 0            | 0            | 26.58          | 72.59            | 0            | 0                    | 0                     | 0.83                   | 0                      |
| $tcr$       | 0                    | 0            | 0            | 0              | 100              | 0            | 0                    | 0                     | 0                      | 0                      |
| $tcr_{obs}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 43.53            | 0            | 0                    | 0                     | 0                      | 56.47                  |
| $U_{obs}$   | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0.68         | 0                    | 99.32                 | 0                      | 0                      |
| $u$         | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 100          | 0                    | 0                     | 0                      | 0                      |
| $\bar{U}$   | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   | 0                      | 0                      |
| $g\bar{U}$  | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 100                   | 0                      | 0                      |
| $\bar{\pi}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 100                    | 0                      |
| $\bar{tcr}$ | 0                    | 0            | 0            | 0              | 0                | 0            | 0                    | 0                     | 0                      | 100                    |

En este modelo la variación de la inflación esta explicada casi en su mayoría por shock en el tipo de cambio real, el complemento viene explicado por shock a la misma inflación. La inflación observada sigue exactamente el mismo patrón sumado a un pequeño efecto de shocks a la tendencia de inflación.

El crecimiento del producto es explicado tanto por shocks a la tendencia, al nivel y shocks transitorios.

## 8. Conclusiones

Si bien a medida que se agregan variables a los modelos originales se obtienen descomposiciones históricas que logran tener una historia que se ajusta al contexto analizado, estos resultados serían imprecisos y poco útiles en otros contextos dado la baja verosimilitud obtenida para los parámetros de los modelos.

Una posible solución a estos problemas puede ir por el lado de conseguir más datos para poder estar más cercano a la realidad, así mismo como indagar para proponer unas mejores *priors* de los modelos.

Sin embargo, resaltamos que en las estimaciones encontradas

- Resaltan la factibilidad de la aplicación de la Ley de Okun tanto en Chile como Argentina.
- Destaca la preponderancia de la inflación futura con respecto a la inflación previa en ambas economías.
- En la economía Argentina, resalta la importancia de la tendencia de la inflación, mientras que esta no está claramente presente en Chile.
- No obtuvimos resultados fehacientes al agregar un tipo de cambio natural. Sin embargo, entendemos que otras maneras de incorporar la variable al modelo pueden generar mejores interpretaciones.

Ante todo lo mencionado, lo interesante de estos modelos es que si se elaboran de la manera correcta siguiendo ciertos criterios como indagar sobre una forma más adecuada de los *priors* o un número mayor de observaciones podría permitir conocer en buena parte y asociar las causas de la variación de la inflación observada, el crecimiento observado del producto, y con un entendimiento casi completo de los sucesos acontecidos, se podrían elaborar mejores políticas tanto fiscales como monetarias para mantener al país bajo un sendero de crecimiento estable.

## 9. Bibliografía

- Koop, Gary "Bayesian Econometrics", 2003
- Okun, Arthur M. "Potential GNP: Its Measurement and Significance," American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section 1962.

# Apéndice I Modelo FMV

Crecimiento PIB Observado

$$gY_t^{obs} = \bar{gY}_t + y_t - y_{t-1},$$

Nivel del Producto Potencial

$$\bar{gY}_t = G_t + \epsilon_t^{\bar{Y}}$$

Crecimiento del Producto Potencial

$$G_t = \theta G^{SS}/4 + (1 - \theta)G_{t-1} + \epsilon_t^G,$$

Brecha

$$y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t^y.$$

Curva de Phillips

$$\pi_t = \frac{\lambda}{1 + \beta\lambda}\pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\lambda}E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa y_t + \gamma tcr_t + \epsilon_t^\pi,$$

Inflación Observada

$$\pi_t^{OBS} = \pi_t + \pi^{SS}/4,$$

Tipo de Cambio Real

$$tcr_t = \tau_5 tcr_{t-1} + \epsilon_t^{tcr},$$

Tipo de Cambio Real Observado

$$tcr_t^{OBS} = tcr_t + TCR^{SS},$$

Desempleo Observado

$$u_t^{OBS} = u_t + \bar{U}_t,$$

Brecha de Desempleo

$$u_t = -\tau_1 y_t + \tau_2 u_{t-1} + \epsilon_t^u$$

Nivel de Desempleo Potencial

$$\bar{U}_t = \tau_4 \bar{U}^{SS} + (1 - \tau_4) \bar{U}_{t-1} + \bar{gU}_t + \epsilon_t^{\bar{U}},$$

Crecimiento del Desempleo Potencial

$$\bar{gU}_t = (1 - \tau_3) \bar{gU}_{t-1} + \epsilon_t^{\bar{gU}}.$$

Todos los shocks  $\epsilon_t^j$  son i.i.d. normales con media cero y desvío estándar  $\sigma_j \geq 0$ , y el resto de los parámetros satisfacen las restricciones:

$$\{G^{SS}, \pi^{SS}, tcr^{SS}, u^{SS}, \kappa, \gamma, \tau_1\} \geq 0$$

$$\{\theta, \phi, \beta, \lambda, \tau_2, \tau_3, \tau_4, \tau_5\} \in [0, 1]$$

En todos los casos, calibramos  $\beta = 0.995$ .