

# Modelo de factores dinámicos para la descomposición de la inflación en Colombia

Trabajo de Grado

Luisa Fernanda Guantiva Vargas<sup>1</sup>

Coautor: Juan Manuel Julio Roman

Director: Carlos Eduardo Alonso Malaver

<sup>1</sup>lfguativav@unal.edu.co, *Estadística, Universidad Nacional de Colombia.*

Julio de 2022

---

## Resumen

Este documento recoge la implementación de un modelo de factores dinámicos siguiendo la metodología de Reis Watson (2010) y Ahn Luciani (2021). Este modelo permite identificar los cambios en tres componentes de la inflación: Inflación pura o de precios absolutos, inflación de precios relativos agregados e inflación idiosincrásica. De acuerdo con estos autores la *inflación pura* se identifica como el cambio absoluto de los precios, es decir, el componente común de las inflaciones que afecta de forma equiproporcional las inflaciones sectoriales, y que es ortogonal a los cambios en los precios relativos. Se estima un modelo de factores dinámicos para las inflaciones de las 84 clases y 42 grupos según COICOP del IPC Colombiano entre 1988:12 y 2022:03. En este modelo, las variaciones de la inflación se explican por tres componentes ortogonales; la inflación pura, los cambios de los precios relativos y variaciones idiosincráticas. También abordamos, de diferentes maneras, los problemas de la cuasi no estacionariedad debida a la presencia de inflaciones relativamente altas en la muestra puntualizado por AhnLuciani2021. Hallamos que la componente de inflación idiosincrásica es quien explica la mayor parte de la volatilidad en la inflación de precios, además que la tendencia pareciera ser guiada por la componente de precios relativos.

**Palabras clave:** *Inflación Pura, Cambio de los precios relativos, Modelo de Factores Dinámicos, Precios al consumidor desagregados, Política Monetaria*

## Abstract

This paper describes the implementation of a dynamic factor model following the methodology of Reis Watson (2010) and Ahn Luciani (2021). This model allows us to identify changes in three components of inflation: Pure or absolute price inflation, aggregate relative price inflation and idiosyncratic inflation. According to these authors, *pure inflation* is identified as the absolute change in prices, that is, the common component of inflations that equiproportionally affects sectoral inflations, and is orthogonal to changes in relative prices. A dynamic factor model is estimated for the inflations of the 84 classes and 42 groups according to COICOP of the Colombian CPI between 1988:12 and 2022:03. In this model, the variations in inflation are explained by three orthogonal components; pure inflation, changes in relative prices and idiosyncratic variations. We also address, in different ways, the problems of quasi-non-stationarity due to the presence of relatively high inflations in the sample and the aggregation of points punctuated by AhnLuciani2021. We find that the idiosyncratic inflation component explains most of the volatility in price inflation, and that the trend seems to be guided by the relative price component.

**Key words:** *Pure inflation, Change in relative prices, Dynamic Factors Model, Disaggregated consumer prices, Monetary Policy*

---

# 1. Introducción

Los bancos centrales tienen como objetivo mantener la economía de un país de forma estable, por lo cual nace la necesidad del termino *Política monetaria* que es la disciplina de la política-económica que controla los factores monetarios de un país o en general de una región para garantizar la estabilidad de precios y el crecimiento económico con una tasa de inflación baja y estable, para poder lograr un equilibrio entre el producto y el empleo. De esta forma, la política monetaria es quien contribuye a mejorar el bienestar de la población y cumple en Colombia con el mandato de la Constitución política de velar por mantener el poder adquisitivo del peso. Para esto los bancos centrales constituyen herramientas para influir en las expectativas de los agentes y por ende en la inflación futura, así como los cambios a mediano y largo plazo en los niveles de precio para el control de los índices de precios al consumidor que son una medida del cambio o variación, en el precio de bienes y servicios representativos del consumo de los hogares del país conocido en Colombia como canasta y que componen la famosa *inflación*. La inflación al consumidor es el aumento generalizado y sostenido de los precios de los bienes y servicios más representativos del consumo de los hogares de un país y que por años ha sido de suma importancia en la política monetaria.

En mi pasantía en el Banco de la Republica de Colombia, pertenecí a la unidad de investigación de la gerencia técnica, su tarea a gran escala consiste en hacer análisis e investigación económica sobre la política monetaria, macroeconomía, la banca y temas de economía empírica que apoyan las decisiones de política de su Junta Directiva y contribuyen al entendimiento y mejoramiento de la economía colombiana. Los resultados de las investigaciones se comparten a través de publicaciones (borradores de economía), se divulgan para los diferentes funcionarios del Banco, se publican en revistas académicas reconocidas internacionalmente y que pueden ser útiles para la población colombiana para entender mejor el contexto socio-económico del país.

Este documento descompone la inflación **IPC** en inflación pura, inflación de precios relativos, e inflación idiosincrásica mediante la estimación de un modelo factorial dinámico propuesto por Reis Watson (2010). Antes de Reis y Watson en 2007, se realizaron pocos intentos de separar las variaciones de precio absoluto de las de precio relativo. Una excepción es Bryan Cecchetti (1993), quienes utilizan un modelo de factor dinámico en un panel de 36 series de precios para medir el componente de cambio de precio absoluto. Sin embargo, para identificar y estimar el modelo

imponen la restricción que los precios relativos son independientes entre los bienes lo cual ha llevado a discusiones entre la comunidad de economistas.

Se puede suponer que la inflación pura puede convertirse en una herramienta útil para los análisis realizados por los bancos centrales debido al hecho de que facilita separar los cambios proporcionales en todos los precios de los cambios en precios sobre los que la política monetaria no tiene influencia; además puede facilitar la identificación de fuentes de presión de inflación (excesivamente política monetaria expansiva o cambios en los precios relativos).

## 2. Revision de la literatura

En el artículo influyente de ReisWatson2010 desarrollan un modelo de factores dinámicos donde descomponen el **IPC** en tres componentes, con  $\pi_t = [\pi_{it}]_{N \times 1}$  el vector de cambios de precios de artículos individuales, la ecuación de observación toma la forma

$$\pi_t = \Lambda F_t + u_t \quad (1)$$

donde  $F_t$  es el vector  $k \times 1$  de factores dinámicos no observados, es decir, las fuentes comunes de variación de inflación de artículos individuales. Estos factores pueden estar relacionados con (i) shocks que afectan la totalidad de los precios en la economía, como la productividad agregada, el gasto público o la política monetaria, o (ii) shocks que afectan a algunos pero no a todos los precios, como los shocks de precios de la energía, climáticos y cambiarios. El tercer componente,  $u_t$ , es el vector residual no observado de shocks específicos o “idiosincrásicos”. Finalmente,  $\Lambda_{N \times k}$  es una matriz constante que contiene las “cargas factoriales”, que determinan la respuesta de los cambios de precios de los artículos individuales a las perturbaciones dinámicas comunes de los factores. Ver [pp. 129]ReisWatson2010.

Estos autores descomponen aún más el componente del factor común,  $F_t$  en dos subcomponentes; un componente de cambio de precio absoluto y relativo de la siguiente forma

$$\Lambda F_t = 1a_t + \Gamma R_t \quad (2)$$

donde el componente de precio absoluto  $a_t$  afecta a todos los precios de manera equiproporcional, es decir, sus cargas son de 1 para todos los precios como resultado de  $1 = [1]_{N \times 1}$ ,  $R_t$  es el componente de cambios de precios relativos de tamaño  $(k - 1)$  que afectan los precios en diferentes proporciones según las entradas en  $\Gamma_{N \times (k-1)}$ .

Esta descomposición, según los autores, está sujeta a dos importantes críticas. Primero, 1 podría no

estar en el espacio de columnas de  $\Lambda$ , es decir, los cambios de precios absolutos no surgen en los datos. Y segundo, es posible que  $a_t$  y  $R_t$  no se identifiquen por separado, es decir,  $a_t$  no se puede distinguir de un cambio en el cambio de precio relativo promedio.

ReisWatson2010 resuelven estos problemas de la siguiente manera. El primero se trata fácilmente con pruebas estadísticas y medidas de ajuste. El segundo se aborda restando de  $a_t$  el término que conduce a la falta de identificación, es decir,  $E[a_t|\{R_t\}_{t=1}^T]$ . Como resultado, surge una “inflación pura”,  $\nu_t$ , y un precio relativo de dimensión baja,  $\rho_t$ , dos componentes *independientes* así

$$\nu_t = a_t - E[a_t|\{R_t\}_{t=1}^T] \quad (3)$$

$$\rho_t = E[F_t|\{R_t\}_{t=1}^T] \quad (4)$$

Por lo tanto, ReisWatson2010 proponen una descomposición de la inflación de la siguiente manera

$$\pi_t = 1\nu_t + \Theta_t + u_t \quad (5)$$

donde se identifica  $\nu_t$  y tiene una interpretación sencilla. “Es el componente común en los cambios de precios que tiene un efecto equiproporcional en todos los precios y no está correlacionado con los cambios en los precios relativos en todas las fechas”. El significado económico de la descomposición 5 está respaldado por un modelo estructural para la inflación que ReisWatson2010 muestra en su artículo.

Empleando datos sobre 187 de precios individuales IPC desagregados entre 1959:T1 y 2006:T2 ReisWatson2010 estimaron los componentes de inflación pura, precio relativo y choques idiosincrásicos para EE. UU. También estudiaron la relación entre estos componentes y los indicadores más comunes de precios relativos, política monetaria y actividad real.

Estos autores encontraron que la inflación pura representa aproximadamente 90 % de la variabilidad de la inflación agregada y un considerable 30 % de las tasas de inflación individuales, en promedio. Además, encontraron que el componente de precio relativo explica algunas de las medidas más comunes de precios relativos, y entre 15 y 45 % de la fluctuación del ciclo económico de las inflaciones individuales. También encontraron que eliminar el componente idiosincrásico de la inflación da como resultado una correlación de Phillips más alta en las frecuencias del ciclo económico. Finalmente, estos autores concluyen que pocos factores agregados explican una gran parte de la variación económica, lo que concuerda con los hallazgos en Stock Watson (1989), Stock Watson (2005) y Forni . (2000) según estos autores.

Sin embargo, AhnLuciani2021 plantea una preocupación teórica con el enfoque de ReisWatson2010. De hecho, Ahn Luciani (2021) argumentan que la muestra analizada por estos últimos autores contiene un período de tiempo de inflación casi no estacionario, de mediados de 1970 a mediados de 1980, cuando fluctuó entre 7 y 13,5 %, mientras que el resto del tiempo estuvo estacionario. Este hecho está en desacuerdo con el supuesto de estacionariedad detrás de su enfoque de modelado, es decir, la especificación del modelo de factor dinámico y su enfoque de estimación. Como resultado, AhnLuciani2021 analiza únicamente la muestra posterior a 1990 y obtiene resultados contradictorios. De hecho, la presencia de submuestras casi no estacionarias en modelos estacionarios conduce a un sesgo por lo cual AhnLuciani2021 generan ese gran aporte de no-estacionariedad de la muestra.

Como resultado, AhnLuciani2021 El modelo se estima sobre un conjunto de datos de 146 precios mensuales desagregados, todos construidos a partir de una fuente de datos distinta, sobre una muestra que comienza en enero de 1995 y finaliza en diciembre de 2019. Encuentran que la inflación pura es la tendencia alrededor de la cual fluctúa la inflación de precios, y que las fluctuaciones en torno a esta tendencia están impulsadas tanto por la inflación de precios relativos como por la inflación idiosincrásica.

### 3. Objetivos

- Identificar de que forma la variabilidad de la inflación está asociada con cada componente y observar como se relacionan con las medidas convencionales de política monetaria y los choques de precios relativos.
- Observar cual de las 3 componentes impulsa la tendencia en la inflación de precios.
- Observar cual de las 3 componentes explica la mayor parte de la volatilidad en la inflación de precios.

### 4. Descripción de los datos

El conjunto de datos bajo análisis contiene registros mensuales en el IPC de Colombia del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) en el que cada índice de precios desagregado se construye a partir de una fuente de datos distinta <sup>1</sup>.

<sup>1</sup>Por motivos de privacidad de los datos y confidencialidad del Banco de la república omitimos algunos datos y estimaciones. Para mas información puede escribir al correo lfquantivav@unal.edu.co

Se estima un modelo en un panel de 42 tasas de inflación de precios IPC agregadas desde 1982 hasta 2022 con 481 observaciones mensuales que se separan en 5 metodologías diferentes según lo establecido por el DANE y las diferentes series agregadas por grupos según el COICOP<sup>2</sup>.

## 5. Metodología

A continuación se describen los pasos metodológicos en la realización del proyecto.

La primera tarea fue la revisión de la literatura, en donde se buscó entender todos los conceptos econométricos y además indagar en bibliografía relacionada que pudiera ser de utilidad para el desarrollo del trabajo, se realizó un esquema del paso a paso que se debía seguir para poder aplicar el modelo para el caso y los datos Colombianos.

El siguiente paso del proyecto consistió en aplicar el aporte realizado por los autores AhnLuciani2021 en donde se analizó y se realizó una estacionarización de los datos para que el modelo de factor dinámico y el método de estimación que emplea ReisWatson2010 sea adecuado para la muestra. Además se eliminaron los valores atípicos y las series con gran cantidad de observaciones no disponibles.

Posteriormente se realiza un análisis de componentes principales (ACP) tomando como individuos los trimestres y como variables activas los 35 grupos que representan la agregación de los índices. Como producto de este procedimiento se obtienen el número de factores  $k$  junto con los valores y vectores propios que serán de gran utilidad para la descomposición en los 3 tipos de inflación.

Después estimamos los factores  $a_t$  y  $R_t$  siguiendo el método ReisWatson2010 utilizando un algoritmo EM con el "paso E" calculado por el suavizado de Kalman y el "paso M" por regresión lineal.

Por último, se procedió a realizar los gráficos y el análisis de la descomposición.

## 6. Análisis de resultados

A continuación se presentan los resultados obtenidos tras la implementación de la metodología anteriormente descrita.

### 6.1. Eliminación de outliers y estacionarización de las series

Como podemos observar en el gráfico 6.1 en donde la serie roja pertenece a los datos originales y la

serie azul nos representa la serie después de la eliminación de los atípicos y la estacionarización, este procedimiento se hace para cada uno de los grupos [otros ejemplos en 6.1.

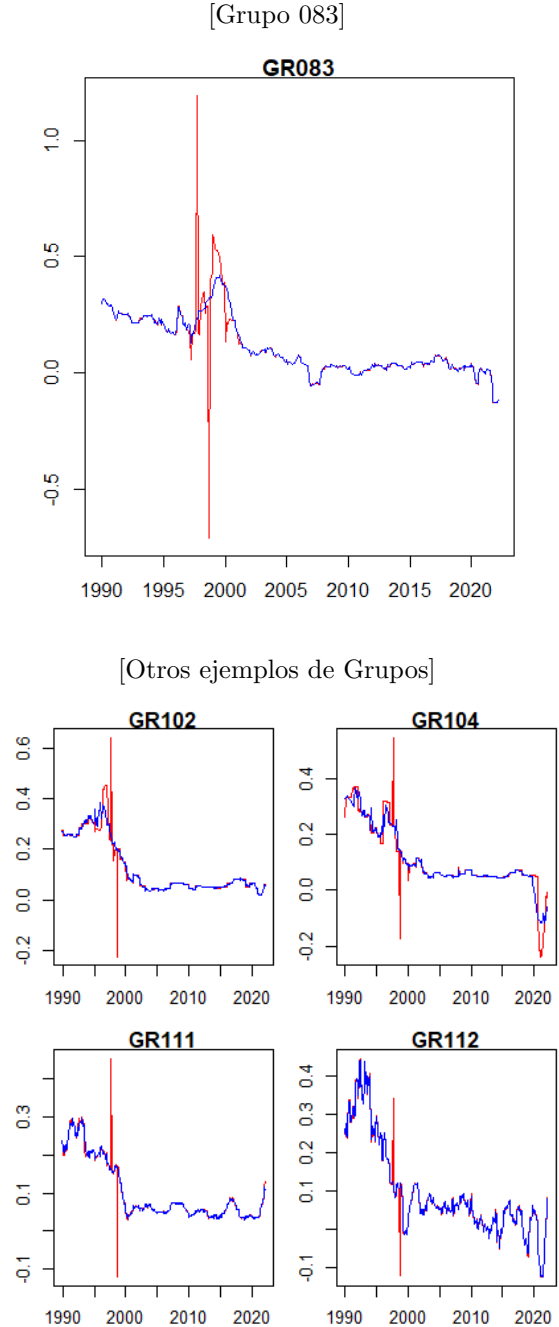


Figura 1: Gráfico antes y después de tratamiento de outliers y estacionaridad

<sup>2</sup>En el apéndice 1 encontramos cada uno de los 42 grupos, nombre y respectivo peso en el IPC según COICOP

Después se procede a realizar una limpieza de los datos un poco mas rigurosa en donde se selecciona las columnas con a lo sumo 81 datos perdidos y se eliminan (8 series) para analizar los datos desde la metodología de 1988 hasta la que se tiene actualmente, luego realizamos una matriz de correlación de los datos para observar si en las series  $j$  existía otra serie  $i$  tal que  $Cor(\pi_{it}, \pi_{jt}) \geq 0,99$  (2 series). En general se toman más de 400 registros de datos mensuales para cada serie de tiempo en Colombia, que posteriormente se transformaron a cambios trimestrales debido a que la mayoría de los análisis macroeconómicos que se centran en los shocks agregados utilizan datos trimestrales, no nos estamos apartando de la tradición.

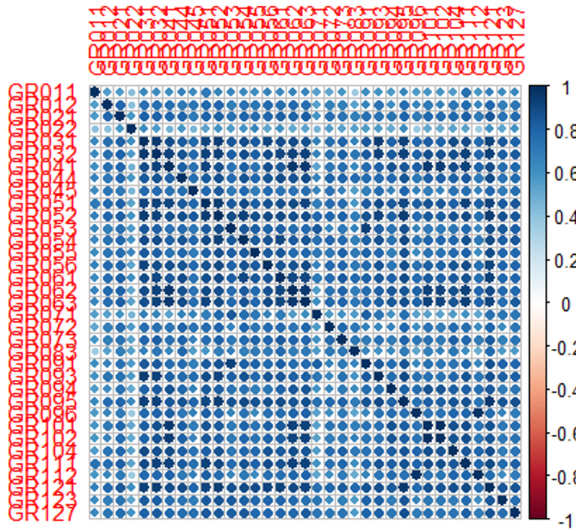


Figura 2: Matriz de correlación de los datos de crecimientos sin outliers

## 6.2. Análisis de componentes principales (ACP)

El análisis de valores propios de matrices de correlación es uno de los métodos estándar de identificar el verdadero número de factores. Se realiza un ACP con el objeto de elegir el número de factores que se van a escoger para realizar el análisis, es decir, el tamaño  $k$  del vector  $F_t$ , esto trae consigo que, por un lado, una  $k$  más alta implica que los componentes agregados capturan una mayor parte de la varianza en los datos. Por otro lado, los factores adicionales son cada vez más difíciles de estimar con fiabilidad y son menos significativos cuantitativamente. En la tabla 2 podemos observar los 5 primeros valores propios y cuanto varianza explica cada uno de ellos, de la tabla se puede decir que al observar la proporción acumulada, el factor 3 explica el 0.82 % de la varianza además para efectos prácticos podemos observar en el histograma

de valores propios del ACP como los tres primeros valores propios se destacan sobre los demás<sup>3</sup>, siguiendo a Bai Ng (2002) con un método más formalizado para establecer el número de factores que se basa en criterios de información se escoge finalmente un  $k = 3$ .

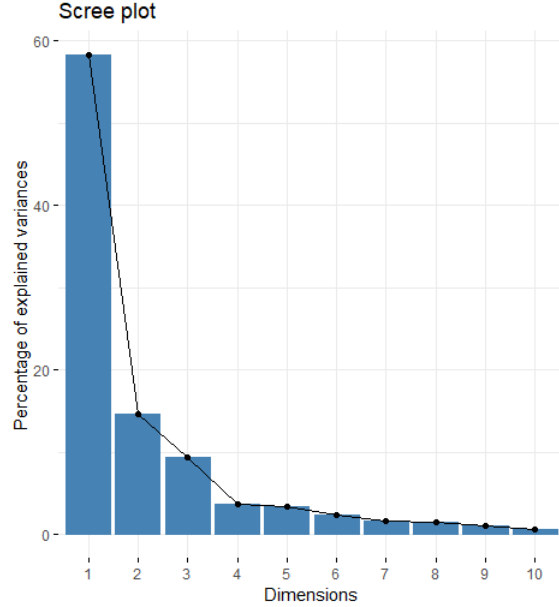


Figura 3: Histograma de valores propios del ACP

## 6.3. Estimación de los parámetros

Para estimar el modelo, seguimos el enfoque de tres pasos de ReisWatson2010. Primero, estimación del número de factores  $k$  que en nuestro caso es  $k = 3$  usando cuatro rezagos en el VAR para  $F_t$ , y un rezago en los modelos AR en  $U_t$ . segundo lugar, la estimación de los factores  $a_t$  y  $R_t$  y las cargas factoriales de la matriz  $\Lambda$ . *Nota:* Debemos hacer un supuesto de que las cargas relacionadas con los factores responsables de los cambios de precios relativos suman cero para todos los bienes. Esto es equivalente a decir que  $\sum_{i=1}^N \gamma_{ij} = 0$ , para  $j = 1, 2, \dots, k - 1$ , Donde  $\gamma_{ij}$  denota el elemento  $(i, j)$  de la matriz  $\Gamma$ . Por último, se calcula la medida  $\nu_t$  de inflación pura,  $\rho_t$  de cambios de precios relativos y  $u_t$  la componente idiosincrásica.

Habiendo establecido el número de factores, la estimación de parámetros de la restricción del modelo factorial 2 se realizó con componentes principales. La asunción del valor unitario de los parámetros que cargan el primer factor significa que el factor será responsable de cambios equiproporcionales en los precios de todos los bienes y servicios, por lo cual este tendrá el nombre de inflación pura del factor. Los dos factores restantes cuya influencia promedio en los cambios de todos los precios de los bienes y servicios deberían por

definición ser cero son responsables de los cambios en precios relativos. Se realiza una evaluación de la restricción unitaria del primer factor, luego con el uso de la prueba  $t$ , se verificó si el valor de los parámetros que acompañan al primer factor es igual a uno. En el gráfico 4 podemos observar las estimaciones de los parámetros relacionados con el primer factor en una regresión de índices de inflación de categorías individuales de bienes y servicios sobre los tres primeros factores y en el gráfico 5 los valores de las estadísticas  $t$  de la prueba que verifica la hipótesis del valor unitario del parámetro relacionado con el primer factor ordenados en orden creciente.

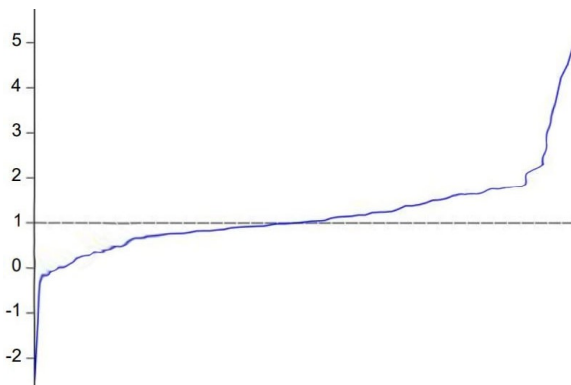


Figura 4: estimaciones del parámetro bajo análisis para las 80 ecuaciones de regresión dispuestas en orden creciente.

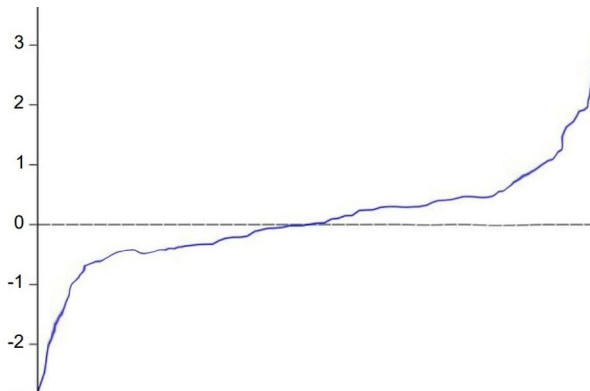


Figura 5: Estadísticas  $t$  de la prueba que verifica la hipótesis del valor unitario para el primer factor

El gráfico 4 permite concluir que la restricción adoptada en el modelo es confirmada por datos empíricos. El gráfico 1a muestra que una gran mayoría de las estimaciones de los parámetros está alrededor de 1, mientras que la mayoría de los valores en el gráfico de la prueba  $t$  5 oscilan alrededor de 0, luego el valor de los parámetros que acompañan al

primer factor es igual a uno, podemos observarlo en las estimaciones arrojadas por el software en la tabla 3.

### 6.3.1. Descomposición de la inflación sectorial

Basándonos en el apéndice del artículo influyente de Reis y Watson el algoritmo EM es un enfoque bien conocido (Watson y Engle, 1983, Shumway y Stoffer, 1982) para maximizar la función de probabilidad logarítmica gaussiana para problemas de espacio de estado. El método es conveniente aquí porque es sencillo calcular el valor esperado de los "datos completos"  $(\{y_t, s_t\})$  estadísticas suficientes condicionadas a los datos observados  $(\{y_t\})$ , y porque la maximización de la probabilidad gaussiana de los datos completos se deriva de fórmulas de regresión familiares. Las fórmulas de regresión lineal estándar se modifican de dos maneras para estimar los parámetros. Aunque tenemos muchos parámetros para estimar, hay dos características del modelo que hacen factible la estimación. Primero, mientras que  $N$  es grande, porque  $\mathbf{R}$  es diagonal, las estadísticas suficientes para la probabilidad completa de los datos se pueden calcular en cálculos de  $O(Tm)$ , donde  $m$  es la dimensión de la vector de estado  $s$ . Segundo, debido a que  $N$  y  $T$  son grandes, los estimadores de componentes principales de  $(a_t \quad \mathbf{R}_t')$  son razonablemente precisos y se pueden construir estimadores basados en regresión de los parámetros del modelo usando estas estimaciones de los factores. Estas estimaciones basadas en componentes principales sirven como valores iniciales útiles para el algoritmo MLE.

Los resultados informados en este texto se basan en 1000 iteraciones de EM, de los cuales obtuvimos la gráfica 6 donde podemos observar que la inflación pura es menos volátil y es un poco más suave que las otras series. Además la tendencia parece estar explicada por la componente  $\rho$  lo que indica que los precios relativos impulsan la tendencia en la inflación de precios en casi toda la serie; Por el contrario, su componente de precio relativo idiosincrásico representa la variabilidad de la serie, esto tiene sentido por fenómenos como ".*EL NIÑO*" y "*LA NIÑA*" como también puede deberse a temas políticos y sociales. La inflación pura es más uniforme y menos volátil que las demás, y gran parte de las fluctuaciones de baja frecuencia en las medidas estándar de inflación están asociadas con cambios en precios relativos.

En el gráfico 7 podemos observar el comportamiento de un índice representativo y con un peso significativo para el IPC en Colombia como lo son los alimentos, se puede notar que la tendencia hasta los

# Apéndice

Tabla

	GRUPO	PESO DEL GRUPO	NOMBRE DEL GRUPO
1	011	13.89	ALIMENTOS
2	012	1.16	BEBIDAS NO ALCOHOLICAS
3	021	1.57	BEBIDAS ALCOHÓLICAS
4	022	0.13	TABACO
5	031	3.05	PRENDAS DE VESTIR
6	032	0.93	CALZADO
7	041	10.60	ALQUILERES EFECTIVOS DE ALOJAMIENTO
8	042	14.56	ALQUILERES IMPUTADOS DEL ALOJAMIENTO
9	043	0.12	CONSERVACION Y REPARACION DE LA VIVIENDA
10	044	3.88	SUMINISTRO DE AGUA Y SERVICIOS DIVERSOS RELACIONADOS CON LA VIVIENDA
11	045	3.96	ELECTRICIDAD, GAS Y OTROS COMBUSTIBLES
12	051	0.63	MUEBLES Y ACCESORIOS, ALFOMBRAS Y OTROS MATERIALES PARA PISOS
13	052	0.16	PRODUCTOS TEXTILES PARA EL HOGAR
14	053	0.35	ARTEFACTOS PARA EL HOGAR
15	054	0.15	ARTICULOS DE VIDRIO Y CRISTAL, VAJILLA Y UTENSILIOS PARA EL HOGAR
16	055	0.11	HERRAMIENTAS Y EQUIPOS PARA EL HOGAR Y EL JARDIN
17	056	2.79	BIENES Y SERVICIOS PARA CONSERVACIÓN ORDINARIA DEL HOGAR
18	061	1.16	PRODUCTOS, ARTEFACTOS Y EQUIPOS MÉDICOS
19	062	0.48	SERVICIOS PARA PACIENTES EXTERNOS
20	063	0.07	SERVICIOS DE HOSPITAL
21	071	2.93	ADQUISICIÓN DE VEHICULOS
22	072	4.48	FUNCIONAMIENTO DE EQUIPO DE TRANSPORTE PERSONAL
23	073	5.52	SERVICIOS DE TRANSPORTE
24	082	0.37	EQUIPO TELEFÓNICO Y DE FACSIMILE
26	091	0.40	EQUIPO AUDIOVISUAL, FOTOGRÁFICO Y DE PROCESAMIENTO DE INFORMACIÓN
27	093	0.70	OTROS ARTÍCULOS Y EQUIPO PARA RECREACIÓN, JARDINES Y ANIMALES DOMÉSTICOS
28	094	1.52	SERVICIOS DE RECREACION Y CULTURALES
29	095	0.59	PERIÓDICOS, LIBROS Y PAPELES Y ÚTILES DE OFICINA
30	096	0.57	PAQUETES TURISTICOS
31	101	1.46	EDUCACIÓN PREESCOLAR Y BÁSICA PRIMARIA
32	102	0.92	EDUCACIÓN SECUNDARIA
33	104	1.71	EDUCACIÓN SUPERIOR
34	105	0.31	EDUCACIÓN NO ATRIBUIBLE A NINGUN NIVEL
35	111	9.20	SERVICIOS DE SUMINISTRO DE COMIDAS POR CONTRATO
36	112	0.23	SERVICIOS DE ALOJAMIENTO
37	121	4.16	CUIDADO PERSONAL
38	123	0.26	EFFECTOS PERSONALES
39	124	0.41	PROTECCION SOCIAL
40	125	0.28	SEGURO
41	126	0.15	SERVICIOS FINANCIEROS
42	127	0.11	OTROS SERVICIOS

Cuadro 1: Tabla de pesos y nombres para la clasificación por grupo

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5
Desv.Estandar	0.5763	0.2356	0.1792	0.1596	0.1387
Propor.Var	0.5751	0.1517	0.0987	0.0421	0.0318
Cumul.Propor	0.5751	0.7268	0.8255	0.8676	0.8994

Cuadro 2: Tabla de los primeros 5 ejes del ACP

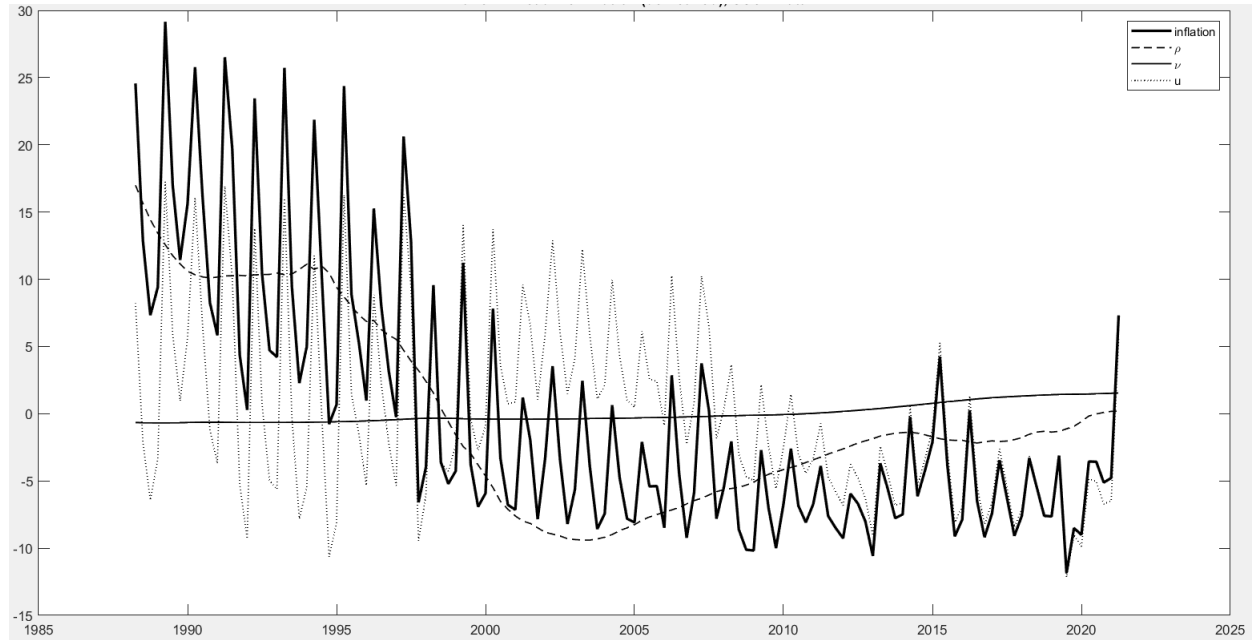


Figura 6: Descomposición Inflación General



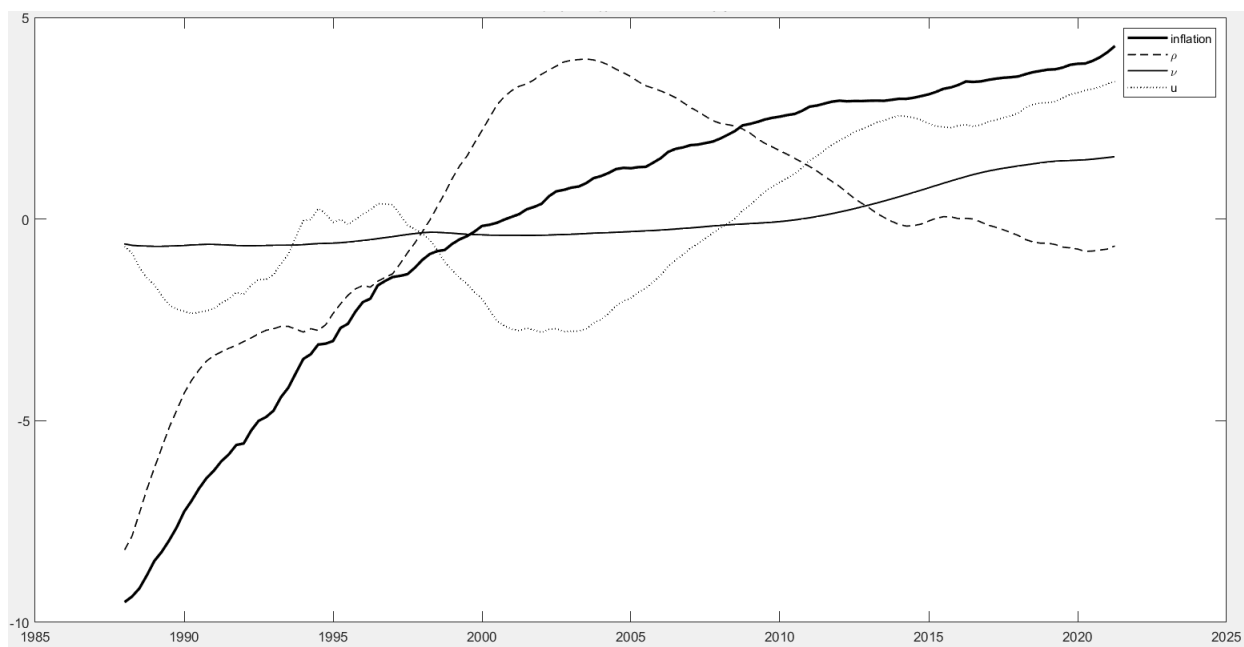


Figura 7: Item ALIMENTOS- sector representativo en IPC

	Factor 1	Factor 2	
1	1.00	0.00167540419958301	0
2	1.00	0.00234546503357025	0.000178400053289952
3	1.00	-0.000499351468346478	-8907107821.7769203
4	1.00	-0.00248339264516178	-0.00220859401172097
5	1.00	0.000302281977665171	-0.000132743837231003
6	1.00	0.000877879081832592	0.000462760018809704
7	1.00	0.000993718258810174	0.00200540522854513
8	1.00	-0.000345946319330453	-0.000263682334059459
9	1.00	0.00203634345297793	-0.000521632870631323
10	1.00	0.00219854792681140	0.000510870446410321
11	1.00	0.000719392809883555	-0.000529507580227459
12	1.00	0.000145343625541734	-0.00122200306306409
13	1.00	0.000647205216865470	-0.000651677228096623
14	1.00	-0.000712250672060873	-0.00147420192629206
15	1.00	0.00152941674145424	7942641881.9383097
16	1.00	7792459618.7652302	-0.000444072659684466
17	1.00	0.000777077394371108	0.00143837245546737
18	1.00	-6249696487.6506701	0.00143842166447878
19	1.00	-0.000221119494463793	-0.00242348564764106
20	1.00	-0.000861642498757752	-0.000642795861375361
21	1.00	0.000131409320616635	-0.000507209414388787
22	1.00	-0.00597798402413291	-0.00148163020304151
23	1.00	-0.00187200616809886	-0.00122056484546927
24	1.00	0.00345057851689655	-0.000116092528384588
25	1.00	-0.00181758383006329	0.00102468933844772
26	1.00	0.000149535124458520	-0.000895445170196940
27	1.00	0.00367683249639928	0.00174983052718179
28	1.00	-0.00441595774775800	0.00203284003318123
29	1.00	-0.00474940359309837	0.00207880489774799
30	1.00	-0.00404561241442304	0.000677999409149000
31	1.00	0.00135448876473038	0.000953108569014301
32	1.00	0.00345043048302465	0.00176527659656872
33	1.00	-0.000254871562709720	-0.000541919988561632
34	1.00	0.000798604819536332	-0.000671574154836770
35	1.00	0.000981739562065168	-0.000358301253990249

Cuadro 3: Tabla del ajuste de los modelos de factores no restringidos que no imponen la restricción unitaria sobre la carga del factor de precio absoluto