



## Las fuentes del desempleo en Colombia: un examen a partir de un modelo SVEC

Enrique López Enciso

Martha Misas Arango\*

Octubre de 2006

### Resumen

*En este artículo se analizan las fuentes del desempleo en Colombia en el marco de un modelo estructural de corrección de errores (SVEC). Con este propósito se estima un modelo de corrección de errores. El análisis de cointegración muestra la existencia de una relación de largo plazo entre la productividad, el empleo, el desempleo, la tasa real de cambio y el salario real. Con base en la forma reducida del modelo de corrección de errores se identifican los shocks estructurales y se determina su importancia para el desempleo a partir del análisis de impulso respuesta y la descomposición de la varianza del error de pronóstico.*

Palabras clave: Desempleo, Cointegración, VEC estructural.

Clasificación JEL: C32, E24.

---

\* Investigadores principales de la Unidad de Investigaciones del Banco de la República. Agradecemos los comentarios de Hernando Vargas, José Leibovich y Jorge Toro a una versión anterior de este documento.

• A la memoria de José Fernando Escobar (q.e.p.d.), quien inició con nosotros este trabajo con dedicación y entusiasmo, rasgos que siempre lo distinguieron en su vida profesional.

## 1. Introducción

En la mitad de la última década del siglo XX el desempleo colombiano comenzó a subir hasta alcanzar su cima en el año 2000. Momento a partir del cual se tiene un lento descenso del indicador hasta el día de hoy, en el que todavía se observa una tasa de desempleo superior al 10%, aun cuando la economía crece a una de las tasas más altas en los últimos diez años.

El objetivo de este trabajo es brindar una explicación del comportamiento de esta variable esencial de la economía cuya reducción es uno de los temas más sensibles para una sociedad, cualquiera que ella sea. Como objetivo específico del trabajo queremos dar respuesta a un interrogante particularmente interesante desde un punto de vista macroeconómico, el cual se refiere a sí el desempleo es determinado principalmente por factores estructurales como la tecnología, la oferta de trabajo, los *shocks* de fijación de salarios o por aquellos de naturaleza cíclica como lo es un *shock* de demanda laboral. Discernir entre esas posibilidades es de fundamental importancia para la política económica ya que en el evento de una primacía de los factores estructurales como determinantes del desempleo, las políticas de demanda serán inocuas.

Con el fin de terciar en la discusión, este documento utiliza, de manera novedosa para este tipo de problemática, un modelo estructural de corrección de errores (SVEC). La identificación de los *shocks* macroeconómicos que han afectado el mercado laboral colombiano durante el período comprendido entre marzo de 1984 y septiembre de 2005, permite evaluar su importancia para el desempleo dentro del SVEC por medio de funciones de impulso-respuesta y descomposiciones de varianza.

La identificación de los *shocks* macroeconómicos para el análisis del mercado laboral ha sido utilizada por varios autores. El marco metodológico del VAR estructural fue la base del análisis de Dolado y Jiménez (1997) para determinar las fuentes del desempleo de la economía española. Con un VAR en primeras diferencias estos autores encuentran que el desempleo en ese

país puede ser explicado por una mezcla de *shocks* de oferta y demanda. Jacobson et al (1997) utilizan un modelo de tendencias comunes para comparar los mercados laborales de los países escandinavos y concluyen que la única fuente común del desempleo en esos países es la determinación de salarios. Hansen y Warne (2001) concluyen de su análisis que los *shocks* de oferta laboral son la principal fuente de desempleo en Dinamarca. Fabiani et al (2000) encuentran que el aumento del desempleo en Italia se puede atribuir a *shocks* de la oferta laboral. Bruggeman (2003) utiliza la metodología SVEC para estudiar el mercado laboral alemán. Este autor encuentra que los *shocks* de tecnología, oferta laboral y demanda laboral son fuentes importantes de desempleo en el largo plazo.

El plan del trabajo es el siguiente. La primera sección corresponde a esta introducción. En la segunda sección se examinan los rasgos generales del desempleo en Colombia en el periodo. En la sección tercera se explica la metodología econométrica utilizada en el trabajo. El modelo económico de la sección 4 es la base del ejercicio econométrico. Una presentación breve de la información utilizada en el ejercicio econométrico y de las etapas llevadas a cabo para su realización se muestra en la sección 5. La sección 6 resume los principales resultados y la última sección concluye.

## 2. Los hechos esenciales

La desaceleración de la economía colombiana de la segunda mitad de los años noventa tocó fondo en la crisis de 1999, con una magnitud que afectó profundamente al mercado laboral. En el momento de la crisis la tasa de desempleo aumentó hasta llegar a niveles del 20%<sup>1</sup>. Posteriormente, la tasa descendió lentamente y a principios de 2005 todavía se mantenía alrededor del 13% (gráfico 1).

---

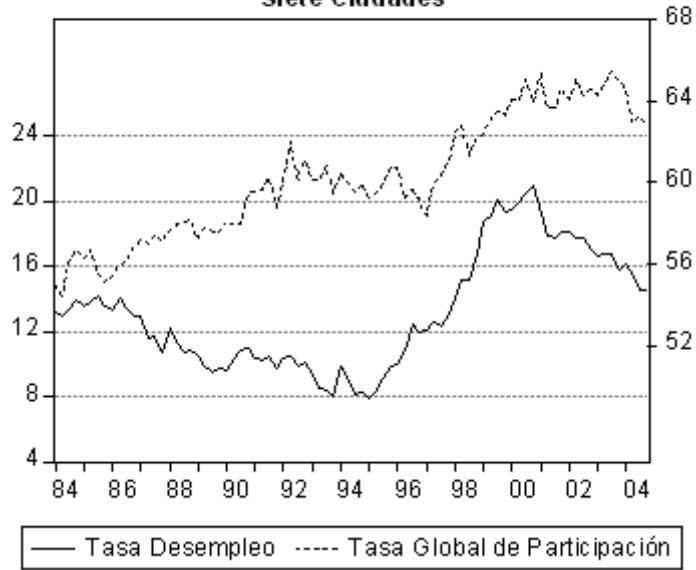
<sup>1</sup> El punto más alto de la tasa de desempleo, medida por el DANE como la división de los desempleados por la población económicamente activa, se alcanzó en marzo de 2001 con un valor de 20,13%.

**Gráfico 1**  
**Tasa Desempleo**  
**Siete Ciudades**



Una vez la tasa de desempleo alcanza su pico, la tasa global de participación, conocida por sus siglas TGP, se estabiliza después de un aumento continuo desde 1998 (gráfico 2). El aumento de la TGP es el reflejo de un incremento considerable de la oferta laboral en ese último período, como consecuencia de un incremento más que proporcional de la fuerza de trabajo en relación con la población en edad de trabajar (Arango y Posada , 2001). Existe evidencia que muestra que el aumento de la TGP, su estabilización y su posterior descenso serían un reflejo del fenómeno conocido como el “trabajador adicional”, el cual define una situación que se presenta cuando ante la pérdida del empleo de la cabeza del hogar, otros miembros de la familia acuden al mercado laboral para tratar de compensar la reducción del ingreso que se genera. Posteriormente, esos miembros de la familia suspenden la búsqueda de trabajo al reengancharse nuevamente el miembro del hogar que había quedado desempleado (Arango et al, 2003).

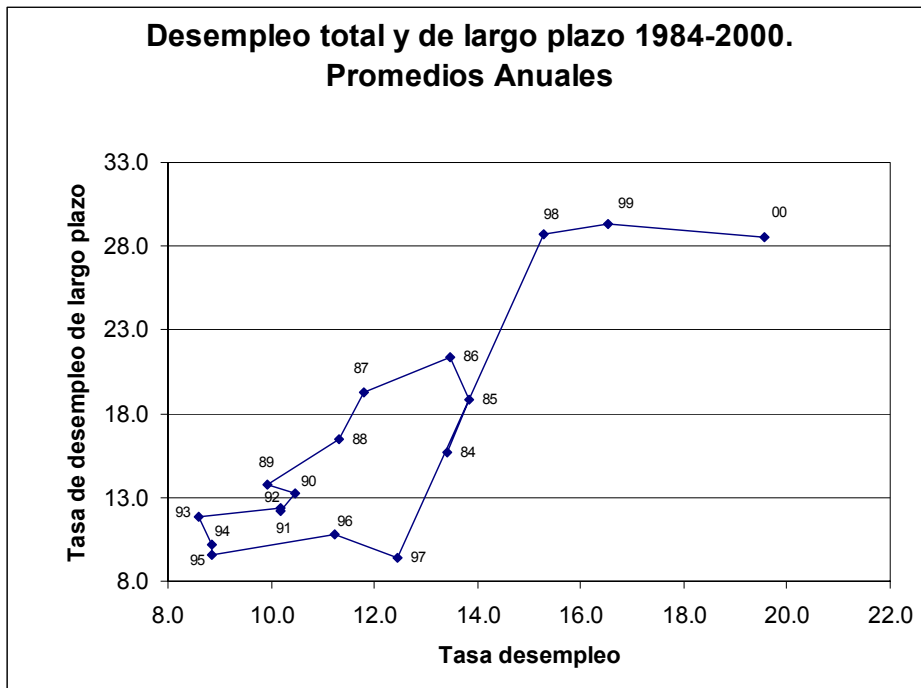
**Gráfico 2**  
**Tasa Desempleo y Tasa Global de Participación**  
**Siete Ciudades**



A medida que se eleva la tasa de desempleo en el episodio de finales de la década de los años noventa, se presenta un aumento del desempleo de largo plazo, como se observa en el gráfico 3. La proporción de aquellos desempleados que llevaban más de 53 semanas buscando empleo aumentó dramáticamente durante el período 1998-2000. El gráfico registra un aumento en el período de la tasa de largo plazo que pasa de 9.4% al 28%. El descenso posterior de la tasa de desempleo coincide con una caída de la tasa de desempleo de largo plazo, medida con una metodología diferente como resultado de los cambios de la información de desempleo<sup>2</sup>.

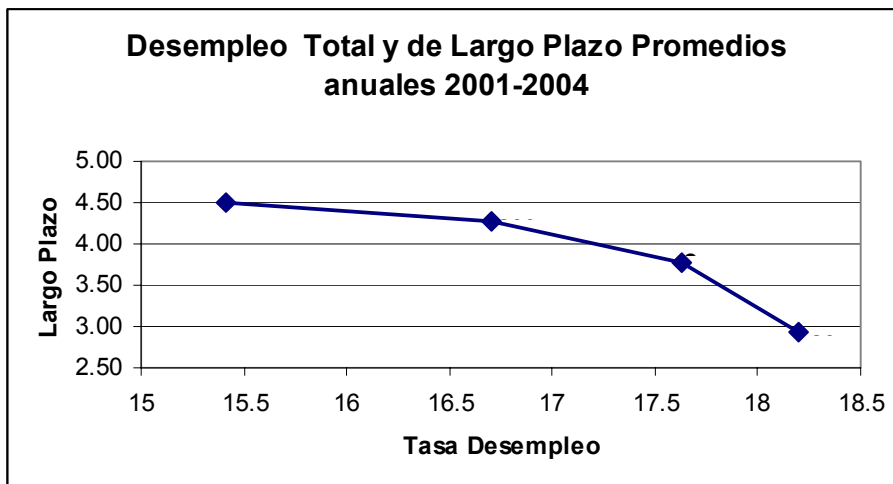
<sup>2</sup> Hacemos referencia al cambio que se dio en diciembre de 2000. Desde ese momento el DANE cambió la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) por la Encuesta Continua de Hogares (ECH). Entre los cambios uno de los más importantes fue la redefinición de ocupados, desocupados y población económicamente inactiva. El cambio en los plazos definidos como largo plazo impide empalmar las series.

**Gráfico 3**



Fuente: Lasso (1999) y cálculos de los autores.

**Gráfico 4**



Fuente: Encuesta continua de Hogares del DANE. Cálculos de los autores

Los diagnósticos acerca de las causas del elevado desempleo de finales de la década de los años noventa y de su lenta recuperación posterior, fenómenos descritos sumariamente en los párrafos anteriores, fueron de

diferentes tipos. Una corriente muy amplia considera que el origen del alto desempleo se encuentra en los *shocks* macroeconómicos que se dieron a finales de la década. Esta circunstancia llevó al distanciamiento de la tasa corriente con relación a la tasa natural. En muchos de esos trabajos el problema de fondo es la medición de la tasa natural. Otro grupo de trabajos subraya la persistencia de la tasa de desempleo y llama la atención sobre los elementos institucionales que afectan al mercado laboral y llevan a la permanencia de esa tasa en niveles elevados. De esa forma, para terminar con el desempleo sería suficiente con eliminar las rigideces en el mercado laboral: suprimir el salario mínimo y reformar los regímenes de protección social.

Desde un punto de vista metodológico el principal aporte de este trabajo es la conexión que se realiza entre el modelo econométrico de la sección siguiente y modelo teórico del mercado laboral de la sección 4.. Con un modelo completo del mercado laboral es posible la identificación de los *shocks* que afectan a dicho mercado, punto que permite determinar la importancia de éstos sobre el desempleo. Este procedimiento facilita también la interpretación de los resultados.

### 3. Metodología econométrica

#### 3.1 Presentación general.

En este artículo se siguen las metodologías conocidas como modelos estructurales de corrección de errores (SVEC) y de tendencias estocásticas comunes desarrolladas por Warne (1993) y Vlaar (2004b). Este enfoque fue utilizado para diversos propósitos en los trabajos de Jacobson et al. (2002), Bagliano y Morana (1999, 2003a, 2003b), Bagliano et al. (2002), Hubrich et. al. (2000), Brüggemann (2003), Brüggemann (2001), Mellander et al. (1992), Vlaar (2004), Vlaar y Schuberth (1998) y Krusec (2003), entre otros.

La idea central de esta metodología es la utilización de la representación de tendencias comunes que se deriva del mecanismo de corrección de errores, proveniente de las relaciones de largo plazo de un sistema de variables al que se le han incorporado una serie de restricciones estructurales. Dichas

restricciones provienen de las relaciones planteadas en el modelo de mercado laboral para una economía pequeña y abierta. El trabajo considera restricciones estructurales de largo y corto plazo de acuerdo con el esquema planteado por Vlaar (2004a).

La metodología VEC estructural está estrechamente relacionada con la VAR estructural. Como lo señala Krusec (2003), la primera tiene la ventaja de considerar la existencia de relaciones de largo plazo y de no requerir la práctica generalizada de la estimación del VAR en diferencias. El enfoque SVEC se centra en que la existencia de las relaciones de cointegración implica una descomposición de las perturbaciones del modelo en dos componentes. La primera, con efectos permanentes sobre los niveles de las variables que conforman el sistema, conocida como tendencias estocásticas comunes y la segunda de carácter puramente transitorio. Así, la información sobre la existencia de relaciones de cointegración puede ser utilizada para la identificación de (i) *shocks* estructurales de carácter permanente y transitorio y (ii) relaciones simultáneas.

Una identificación adecuada de los *shocks* estructurales requiere de la imposición de restricciones adicionales, las cuales se soportan en el modelo económico subyacente. Dichas restricciones pueden clasificarse como: (i) neutralidades de largo plazo provenientes de la teoría economía y (ii) de corto plazo basadas en buen juicio. Así, en este caso, tal conjunto de restricciones adicionales, de carácter estructural, permitirán identificar de manera adecuada los diferentes *shocks* de la economía colombiana que afectan al desempleo.

### 3.2 Metodología econométrica

Siguiendo la presentación metodológica de Bagliano y Morana (1999, 2002, 2003a, 2003b), se parte de  $X_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) un vector  $n$  – dimensional, de variables cointegradas de orden uno,  $X_t \sim CI(1,1)$ , cuya representación VAR(p)



está dada por la ecuación (1), la cual puede ser re escrita en términos del modelo vectorial de corrección de errores, ecuación (2).

$$X_t = \Pi(L)X_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \Pi^*(L)\Delta X_{t-1} + \Pi(1)X_{t-1} + e_t \quad (2)$$

donde  $e_t$  es un vector independiente e idénticamente distribuido, con media cero y matriz de var-cov  $\Omega$ . Los polinomios autorregresivos se definen de manera usual:

- $\Pi(L) = \Pi_1 + \Pi_2 L + \Pi_3 L^2 + \dots + \Pi_p L^{p-1}$
- $\Pi^*(L) = \Pi_1^* + \Pi_2^* L + \Pi_3^* L^2 + \dots + \Pi_{p-1}^* L^{p-2}$
- $\Pi(1) = \sum_{i=1}^p \Pi_i$
- $\Pi_i^* = -I_n + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad (i=1, \dots, p-1)$

En el caso de existir  $r$ ,  $0 < r < n$ , relaciones de cointegración entre las variables que conforman el vector de información,  $X_t$ .. se tiene que la matriz  $\Pi(1)$  es de rango reducido,  $r$ , y puede ser expresada a través del producto de dos matrices ( $n \times r$ ):  $\Pi(1) = \alpha \beta'$ , donde  $\beta'$  contiene los vectores de cointegración, de tal forma que  $\beta' X_{t-1}$  es una combinación lineal estacionaria de variables integradas. La matriz  $\alpha$  es la matriz de factores de ajuste. Bajo estas consideraciones, el modelo VAR resultante es el siguiente:

$$\Delta X_t = \Pi^*(L)\Delta X_{t-1} + \alpha \beta' X_{t-1} + e_t \quad (3)$$

De acuerdo con Mellander et al. (1992), la ecuación (3) puede ser invertida, de tal forma que, se alcanza la siguiente representa MA:

$$\Delta X_t = C(L)e_t \quad (4)$$

donde  $C(L) = I_n + C_1 L + C_2 L^2 + \dots$  y  $\sum_{j=0}^{\infty} j |C_j| < \infty$ . A través de sustitución

recursiva, de (4) se alcanza la siguiente representación en niveles:

$$X_t = X_0 + C(1) \sum_{j=0}^{t-1} e_{t-j} + C^*(L)e_t \quad (5)$$

Donde  $C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^*$  con  $C_j^* = -\sum_{i=j+1}^{\infty} C_i$ . El término  $C(1)$  captura el efecto de largo plazo de las perturbaciones de forma reducida sobre las variables del sistema. La existencia de  $r$  vectores de cointegración implica que: (i) la matriz de largo plazo  $C(1)$  tenga rango  $n - r = k$  y (ii)  $\beta' C(1) = 0$ .

Con el propósito de alcanzar, desde la forma reducida presentada en (4) y (5), una interpretación con significado económico de la dinámica de las variables de interés, las perturbaciones de forma reducida  $\{e_t\}$  deben ser transformadas en un vector subyacente de perturbaciones estructurales  $\varepsilon_t$  con

$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \phi_t \\ \psi_t \end{bmatrix}$ . Donde algunas de ellas,  $\{\phi_t\}$ , tienen efectos permanentes y otras

$\{\psi_t\}$  tan solo efectos transitorios, sobre el nivel de  $X_t$ . Así, se tiene la siguiente representación de forma estructural:

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

donde  $\Gamma(L) = \Gamma_0 + \Gamma_1 L + \Gamma_2 L^2 + \dots$  y el vector de perturbaciones estructurales  $\varepsilon_t$  es *iid*, serialmente no correlacionado y con matriz de var-cov igual a la matriz idéntica. La relación entre las perturbaciones de la forma reducida y los *shocks* estructurales puede ser planteada a través de las ecuaciones (7), (8) y (9).

$$e_t = \Gamma_0 \varepsilon_t \quad (7)$$

$$C(L)\Gamma_0 = \Gamma(L) \quad (8)$$

$$\Omega = \Gamma_0 \Gamma_0' \quad (9)$$

de las cuales se deriva: (i)  $C_i \Gamma_0 = \Gamma_i$  ( $\forall i > 0$ ) y (ii)  $C(1)\Gamma_0 = \Gamma(1)$ . La identificación de los elementos de  $\varepsilon_t$  como permanentes y transitorios se deriva de la imposición de restricciones sobre las matrices de largo y corto plazo  $\Gamma(1)$  y  $\Gamma_0$ . Dado que la existencia de relaciones de cointegración imponen la caracterización de transitorios a sus *shocks*, éstos adquieren un comportamiento neutral en el largo plazo sobre las variables del sistema. Así, la matriz  $\Gamma(1)$  puede formularse como una matriz conformada por una matriz  $\Gamma_g$  de orden  $(n \times k)$  y una matriz de ceros que completa el rango,  $\Gamma(1) = \begin{pmatrix} \Gamma_g & 0 \end{pmatrix}$ .

De (6) puede obtenerse una representación estructural para los niveles de las variables:

$$X_t = X_0 + \Gamma(1) \sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{t-j} + \Gamma^*(L) \varepsilon_t \quad (10)$$

la componente permanente de (10)  $\sum_{j=0}^{t-1} \phi_{t-j}$  se puede expresar como un vector

$k$  – dimensional de caminatas aleatorias:

$$\begin{aligned} \theta_t &= \theta_{t-1} + \phi_t \\ &= \theta_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \phi_{t-j} \end{aligned} \quad (11)$$

Finalmente, la representación de tendencias comunes provenientes de una representación VEC con restricciones estructurales es como sigue:

$$X_t = X_0 + \Gamma_g \theta_t + \Gamma^*(L) \varepsilon_t \quad (12)$$

### 3.2.1 Restricciones

De forma similar que en la metodología VAR estructural, la relevancia en la imposición de restricciones de largo plazo, entendidas éstas como neutralidades con respecto a los *shocks* de carácter permanente, se centra en la matriz  $\Gamma_g$ , ecuación (12), que captura dichos efectos en la forma estructural. Adicionalmente, como lo propone Vlaar (2004a), en la búsqueda de la identificación pueden ser también impuestas restricciones de neutralidad contemporánea sobre la matriz  $\Gamma_0$ , ecuación (7). Es de señalar que, frente a la metodología VAR estructural que requiere para la identificación del sistema  $\frac{n(n-1)}{2}$  restricciones, la existencia de cointegración disminuye tal número de restricciones a  $\frac{n(n-1)}{2} - r(n-r)$ . La consideración de restricciones de largo y corto plazo permite dar interpretación económica a cada uno de los diferentes *shocks* estructurales.

Siguiendo a Vlaar (2004b), las restricciones de corto plazo impuestas sobre el modelo VEC, ecuación (9), pueden ser formuladas de manera implícita

como  $R_c \text{vec}(\Gamma_0) = d_c$ , donde la matriz  $R_c$  es de dimensiones  $(g_c \times n^2)$ , la cual permite imponer  $g_c$  restricciones sobre  $\Gamma_0$ . Tal forma implícita puede expresarse de manera explícita<sup>3</sup> como  $\text{vec}(\Gamma_0) = R'_\perp \lambda + H_{R_1} (RH_{R_1})^{-1} d$ , siendo  $\lambda$  los parámetros libres de la matriz  $\Gamma_0$  y  $R'_\perp = H_{R_2} - H_{R_1} (RH_{R_1})^{-1} RH_{R_2}$ . Desde una perspectiva económica, es deseable llevar a cabo la identificación de  $\Gamma_0$  combinando las restricciones de corto plazo ya mencionadas con restricciones de largo plazo. Así, el conjunto total de restricciones puede definirse igual a  $R = [R'_l, R'_c]'$ , y  $d = [d'_l \quad d'_c]'$  donde  $R_l$  y  $R_c$  incorporan las restricciones de largo y corto plazo, siendo sus respectivas dimensiones  $(g_l \times n^2)$  y  $(g_c \times n^2)$ .

Las restricciones de largo plazo están directamente relacionadas con la matriz de impacto total  $C(1)$ . Por ejemplo, si la  $i$ -ésima variable del sistema es neutral en el largo plazo al  $j$ -ésimo shock estructural, tal restricción conforma el elemento  $i, j$  de la matriz  $C(1)\Gamma_0$ . El conjunto de este tipo de restricciones es de la forma<sup>4</sup>  $F_{C(1)} \text{vec}(C(1)\Gamma_0) = F_{C(1)}(I_n \otimes \hat{C}(1)) \text{vec}(\Gamma_0) = d_l$ . Considerando la componente estocástica de la estimación de  $C(1)$ ,  $R_l$  debe redefinirse como  $\hat{R}_l = F_{C(1)}(I_p \otimes \hat{C}(1))$ ,

El modelo estructural es estimado en dos etapas. En la primera se estima el modelo de forma reducida, ecuación (3), en tanto que, en la segunda, la estimación se centra en  $\lambda$  condicional a la estimación de los parámetros de la forma reducida y se lleva a cabo a través de la maximización de la siguiente función de verosimilitud, respecto a  $\lambda$  sujeto a las restricciones anteriormente presentadas. Es decir, se parte de la linealización  $\text{vec}(\Gamma_0) = S\lambda + s$  en el que  $\lambda$

<sup>3</sup> Para la construcción de la matriz  $R'_\perp$  puede consultarse Magnus y Neudecker (1986)

<sup>4</sup> Debido a que la matriz  $C(1)$  no es de rango completo (de hecho su rango es igual al número de variables ( $n$ ) menos el número de vectores de cointegración ( $r$ )), la matriz  $F_{C(1)}$  es una matriz de ceros y unos que selecciona las filas del producto  $(I_p \otimes \hat{C}(1))$  correspondientes a las restricciones linealmente independientes.

representa los valores libres y las matrices  $S$  y  $s$  cumplen con<sup>5</sup>  $RS = \mathbf{0}$  y

$$Rs = d \quad r \times 1$$

$$l(\Gamma_0) = \varsigma - \frac{T}{2} \ln \left( \left| \Gamma_0(\lambda) \right|^2 \right) - \frac{T}{2} \text{tr} \left( \Gamma_0^{-1}(\lambda) \Gamma_0^{-1}(\lambda) \hat{\Omega} \right) \quad (13)$$

De acuerdo con Amisano y Giannini (1997), mediante el uso de la matriz de información  $I_T(\lambda) = S' [I_T(\text{vec} \Gamma_0)] S$  y el vector score  $f(\lambda)$  ;  $f'(\lambda) = f'(\text{vec} \Gamma_0) S = [0]$  se puede implementar el algoritmo score, para encontrar un estimador tipo F.I.M.L. de  $\lambda$ , tal como:

$$\lambda_{n+1} = \lambda_n + [I_T(\lambda_n)]^{-1} f(\lambda_n) \quad (14)$$

#### 4. Modelo teórico del mercado laboral

El modelo descrito a continuación es una extensión del modelo simple del mercado laboral construido en tiempo discreto y utilizado, entre otros, por Jacobson et al. (1997), Mayes y Vilmunen (1999) y Brüggemann (2001). Este modelo es consistente con modelos más elaborados propuestos, por ejemplo, por Lindbeck (1993), Bean (1994) y Wyplosz (1994). El modelo tiene una dinámica mínima, con el fin de simplificar las discusiones acerca de sus propiedades de largo plazo, y está conformado por una función de producción, una relación de oferta laboral, una relación de demanda laboral, una ecuación de determinación de salarios y una ecuación de tasa de cambio real. La modificación del modelo posibilita el estudio de una economía como la colombiana que puede ser definida como pequeña y abierta.

---

<sup>5</sup> Es decir,  $S$  es una matriz ortogonal a la matriz  $R$ . Dada la no unicidad de dicha matriz, al igual que Johansen (1995) define las matrices  $\beta_{\perp}$  y  $\alpha_{\perp}$ , Vlaar (2004b) define  $S = H_{R_2} - H_{R_1} (RH_{R_1})^{-1} RH_{R_2}$  siendo  $H_{R_1}$  una matriz de ceros y unos que selecciona las columnas de  $R$  tal que el producto  $RH_{R_1}$  se invertible y  $H_{R_2}$  una matriz similar que selecciona las restantes columnas.

Las variables se expresan en logaritmos. Se parte de una función de producción log-lineal de tipo Cobb-Douglas, donde se relaciona el producto  $y_t$  con el empleo  $em_t$ .

$$y_t = \rho em_t + \theta_{1t} \quad (15)$$

donde el parámetro  $\rho$  mide los retornos constantes a escala. El término  $\theta_{1t}$  corresponde a una variable tecnológica estocástica. Se supone que la tecnología es exógena y sigue una caminata aleatoria, definida de la siguiente forma:

$$\theta_{1t} = \theta_{1t-1} + \varepsilon_t^{Tec} \quad (15.1)$$

siendo el término  $\varepsilon_t^{Tec}$  un *shock* tecnológico puro.

La siguiente ecuación corresponde a la demanda de empleo en la cual el empleo,  $em_t$ , depende del producto interno bruto,  $y_t$ , los salarios reales,  $(w-p)_t$ , i el índice de la tasa de cambio real,  $itcr_t$ , y de un término estocástico,  $\theta_{2t}$ , es decir:

$$em_t = \lambda y_t - \eta(w-p)_t + \tau itcr_t + \theta_{2t} \quad (16)$$

Los parametros  $\lambda$ ,  $\eta$ ,  $\tau$  miden las elasticidades del producto, salario e índice de la tasa de cambio real, respectivamente. Por su parte, el término estocástico presenta la siguiente ley de evolución:

$$\theta_{2t} = \phi^d \theta_{2t-1} + \varepsilon_t^d \quad (16.1)$$

si  $|\phi^d| < 1$  la demanda laboral es estacionaria. En tal caso, el *shock* de demanda laboral  $\varepsilon_t^d$  tendrá tan solo efectos de carácter transitorio sobre el empleo.

Se supone que la fuerza de trabajo o laboral,  $l_t$ , depende de los salarios reales, como sigue:

$$l_t = \pi(w - p)_t + \theta_{3t} \quad (17)$$

donde la tendencia estocástica de oferta laboral sigue una caminata aleatoria, con un *shock* puro de oferta laboral  $\varepsilon_t^s$ , y que se expresa de la siguiente forma:

$$\theta_{3t} = \theta_{3t-1} + \varepsilon_t^s \quad (17.1)$$

La determinación de los salarios reales depende de la productividad del trabajo,  $(y_t - em_t)$ , y del desempleo, y de un término estocástico. De acuerdo con Layard et al (1991), una ecuación del salario de equilibrio que incluya al desempleo y a la variable de productividad puede ser derivada de un modelo general *insider-outsider*. La ecuación que recoge estas ideas sería la siguiente:

$$(w - p)_t = \delta(y_t - em_t) - \gamma(l_t - em_t) + \theta_{4t} \quad (18)$$

la tendencia estocástica de la fijación de salarios podría ser o no estacionaria, hecho que depende de si  $|\phi^w| < 1$  en la siguiente representación:

$$\theta_{4t} = \phi^w \theta_{4t-1} + \varepsilon_t^w \quad (18.1)$$

Finalmente, el índice de tasa de cambio real se relaciona con la productividad, así:

$$itcr_t = \beta_1(y_t - em_t) + \theta_{5t} \quad (19)$$

$$\theta_{5t} = \phi^x \theta_{5t-1} + \varepsilon_t^x \quad (19.1)$$

donde la tendencia estocástica externa podría ser o no estacionaria, dependiendo de si  $|\phi^x| < 1$ . Hay que tener en cuenta que la tendencia estocástica asociada al índice de tasa de cambio real es una combinación de *shocks* de oferta ( o de tecnología de producción) y demanda. Por esa razón es posible que  $\theta_{5t}$  sea generada por un proceso que contenga una raíz unitaria.

Con este último argumento se deja en claro que el análisis de los resultados empíricos determinará la naturaleza estacionaria de las relaciones de oferta laboral, fijación de salarios e índice de tasa de cambio real.

Las cinco ecuaciones anteriores, que enmarcan el modelo de mercado laboral, pueden ser re escritas en forma matricial como sigue:

$$\begin{bmatrix} 1 & 1-\rho & 0 & 0 & 0 \\ -\lambda & 1-\lambda & 0 & \eta & \tau \\ 0 & 1 & 1 & -\pi & 0 \\ -\delta & 0 & \gamma & 1 & 0 \\ -\beta_1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t - e_t \\ em_t \\ u_t \\ w_t - p_t \\ itcr_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{1t} \\ \theta_{2t} \\ \theta_{3t} \\ \theta_{4t} \\ \theta_{5t} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Así, el sistema de información relevante es el conformado por un vector que contiene a las variables productividad, empleo, desempleo, los salarios reales y el índice de tasa de cambio real:  $\{(y_t - em_t), em_t, u_t, (w_t - p_t), itcr_t\}$ . De tal forma que, en términos de las tendencias estocásticas, el sistema presentado en (6) puede plantearse como sigue:

$$\begin{bmatrix} y_t - em_t \\ em_t \\ u_t \\ (w_t - p_t) \\ itcr_t \end{bmatrix} = \Psi \left[ \begin{bmatrix} -(-\gamma\eta + \lambda - 1 + \gamma(\lambda - 1)\pi) \\ -(-\lambda + \tau\beta_1 + \delta\eta + \gamma(\tau\beta_1 - \lambda)\pi) \\ -(-\delta\eta - \tau\beta_1 + \lambda + \delta(\lambda - 1)\pi) \\ -(-\delta + (-\gamma + \delta)\lambda + \tau\gamma\beta_1) \\ -\beta_1(-\gamma\eta + \lambda - 1 + \gamma(\lambda - 1)\pi) \end{bmatrix} \theta_{1t} + \begin{bmatrix} (-1 + \rho)(1 + \gamma\pi) \\ (1 + \gamma\pi) \\ (-1 + \delta(\rho - 1)\pi) \\ (\gamma + \delta(\rho - 1)) \\ \beta_1(\rho - 1)(1 + \gamma\pi) \end{bmatrix} \theta_{2t} + \begin{bmatrix} \gamma\eta(\rho - 1) \\ \gamma\eta \\ (-\lambda\rho + 1 + \delta(\rho - 1)\eta + \beta_1(\rho - 1)\tau) \\ -\gamma(-\lambda\rho + 1 + \beta_1(\rho - 1)\tau) \\ \gamma\eta\beta_1(\rho - 1) \end{bmatrix} \theta_{3t} \right. \\ \left. + \begin{bmatrix} -\eta(\rho - 1) \\ -\eta \\ (\eta + (-\lambda\rho + 1 + \beta_1(\rho - 1)\tau)\pi) \\ (-\lambda\rho + 1 + \beta_1(\rho - 1)\tau) \\ -\beta_1\eta(\rho - 1) \end{bmatrix} \theta_{4t} + \begin{bmatrix} -\tau(\rho - 1)(1 + \gamma\pi) \\ -\tau(1 + \gamma\pi) \\ -\tau(-1 + \delta(\rho - 1)\pi) \\ -\tau(\gamma + \delta(\rho - 1)) \\ -(\lambda\rho - 1 + (-\gamma + \delta(1 - \rho))\eta + \gamma(\lambda\rho - 1)\pi) \end{bmatrix} \theta_{5t} \right] \quad (21)$$



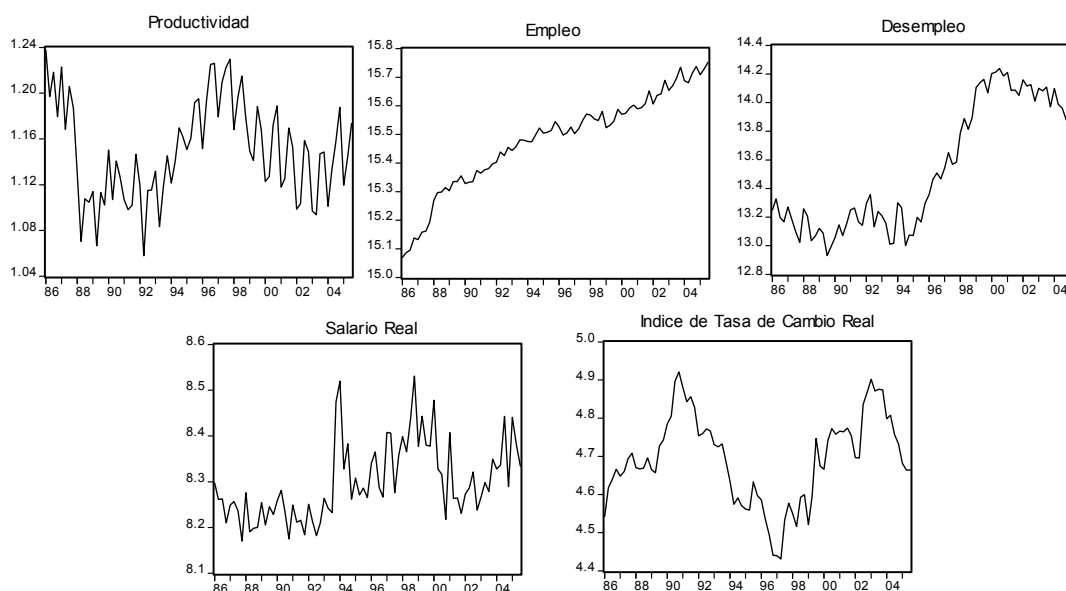
$$\text{siendo } \Psi = \frac{1}{(-\lambda\rho + 1 + (\gamma + \delta(\rho - 1))\eta + \beta_1(\rho - 1)\tau + (\gamma(1 - \lambda\rho) + \gamma\beta_1(\rho - 1)\tau)\pi)}$$

Es de señalar que, en la ecuación (21), las cinco variables: productividad, empleo, desempleo, salario real e índice de tasa de cambio real están determinadas por 5 componentes no observados: dos caminatas aleatorias asociadas con tecnología ( $\theta_{1,t}$ ) y oferta laboral ( $\theta_{3,t}$ ); un componente relacionado con los *shocks* de demanda laboral ( $\theta_{2,t}$ ), el cual puede ser estacionario,  $|\Phi^d| < 1$ , o no estacionario,  $\Phi^d=1$ . Como también un componente asociado con los *shocks* a la fijación de salarios ( $\theta_{4,t}$ ). Igualmente, este también puede ser estacionario,  $|\Phi^w| < 1$ , o no estacionario,  $\Phi^w=1$ . Una situación similar se observa en el índice de tasa de cambio real, en este caso el punto relevante es determinar si  $|\phi^x| = 1$ . Como se explica en detalle más adelante, la magnitud de esos coeficientes examinados con relación al círculo unitario determina el número de tendencias comunes y las relaciones de integración que existen en el sistema de información.

## 5. Descripción de la información y análisis de cointegración

### 5.1 Descripción de la información

Gráfico 5



El análisis empírico se lleva a cabo con información de frecuencia trimestral para el periodo comprendido entre marzo de 1984 y septiembre de 2005. El sistema de información, como se describió antes, está conformado por las siguientes variables, cuya evolución para el período de análisis se presenta en el gráfico 5: (i) la productividad,  $(y_t - em_t)$ , diferencia de los logaritmos naturales del producto y el número de personas empleadas, (ii) el empleo,  $(em_t)$ , logaritmo del número de personas empleadas, (iii) el desempleo,  $u_t = (l_t - em_t)$ , logaritmo del número de personas desempleadas, asociada a la diferencia entre la oferta laboral y el número de empleados, (iv) los salarios reales,  $(w_t - p_t)$ , diferencia entre los logaritmos de los salarios nominales y los precios, y (v) el logaritmo del índice de tasa de cambio real,  $itcr_t$ . La fuente de las cuatro primeras variables es el DANE. La tasa real de cambio proviene del Banco de la República.

## 5.2 Cointegración

El primer paso en la metodología de tendencias estocásticas comunes asociadas a un modelo VEC estructural es la determinación de la existencia de relaciones de largo plazo dentro de las variables del sistema. El análisis de cointegración se lleva a cabo a través de la metodología de Johansen (1988)<sup>6</sup> sobre el siguiente sistema de información trimestral:  $\{(y_t - em_t), em_t, u_t, (w_t - p_t), itcr_t\}$ , para el período comprendido entre marzo de 1984 y septiembre de 2005.

El análisis considera la existencia de uno a ocho rezagos y los modelos: (i) “*drift*”, tendencia lineal determinística en los niveles de las variables y (ii) “*cidrift*”, tendencia lineal en el vector de cointegración. La consideración de dichos modelos tiene por objeto determinar el modelo adecuado de acuerdo con la selección de componentes determinísticas propuesta por Johansen (1994).

El Cuadro 1 presenta los resultados obtenidos mediante la prueba de la traza, al considerar la representación VAR(8) y el modelo “*cidrift*”, incluyendo *dummies* estacionales centradas y una *dummy* de intervención<sup>7</sup> que capturan valores atípicos observados. La prueba de la traza a un nivel de significancia del 10% soporta la existencia de un vector de cointegración.

---

<sup>6</sup> CATS for RATS, version 5.02

<sup>7</sup> En el análisis de cointegración se consideran unas variables “*dummies*” estacionales centradas, como también, una de intervención. El uso de variables “*dummies*” de intervención se puede ver en Hendry y Doornik (1994), entre otros. Es de señalar que la variable *dummy* de intervención:  $duin1=1$  en (93:04) y cero en caso contrario.

Cuadro 1

## Prueba para la determinación del rango

$\lambda_{Traza}$	$H_0 : r$	$p - r$	Prueba de la traza
			$\lambda_{Traza}$ $\alpha = 10\%$
98.46	0	5	82.68
<b>58.18</b>	<b>1</b>	<b>4</b>	<b>58.96</b>
38.00	2	3	39.08
20.98	3	2	22.95
9.72	4	1	10.56

Modelo "cidrift"  
Lags= 8  
Dummies estacionales centradas  
Dummy de intervención

Con el propósito de ganar intuición sobre la naturaleza económica de la relación de largo plazo subyacente entre las variables que conforman el sistema, se imponen las diferentes restricciones de cointegración sugeridas por el modelo económico. Esto con el fin de determinar el comportamiento de las tendencias estocásticas asociadas a: la demanda laboral  $\theta_{2t}$ , los salarios  $\theta_{4t}$  y la tasa de cambio real  $\theta_{5t}$ . En otras palabras, establecer cual de las siguientes relaciones está asociada a la cointegración:  $|\phi^d| < 1$ ,  $|\phi^w| < 1$  o  $|\phi^x| < 1$ .

La prueba de compatibilidad sobre el conjunto de restricciones, da como resultado una relación de cointegración entre los salarios reales la productividad y el desempleo. Es decir, se encuentra que  $|\phi^w| < 1$  y que por consiguiente, los *shocks* de fijación de salarios,  $\varepsilon_t^w$ , solo tienen efectos transitorios sobre los niveles de las variables del sistema. La ecuación (22) presenta la combinación lineal estacionaria que corresponde a la relación establecida en la ecuación de salarios reales, ecuación (4)<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Por efectos de programación, se cambia el orden del sistema para que los *shocks* asociados a la última variable tengan efectos transitorios. Así el nuevo sistema será  $\{(y_t - em_t), em_t, u_t, itcr_t, (w_t - p_t)\}$ .

$$[-b_1 \quad 0 \quad b_2 \quad 0 \quad 1] \begin{bmatrix} (y_t - em_t) \\ em_t \\ u_t \\ itcr_t \\ (w_t - p_t) \end{bmatrix} = [\varepsilon_t^q] \quad (22)$$

En el Cuadro 2 se presentan el vector de cointegración una vez impuestas las restricciones y su correspondiente velocidad de ajuste.

**Cuadro 2**  
**Vectores de Cointegración y Velocidades de ajuste**

Sistema: $\{(y_t - em_t), em_t, u_t, itcr_t, (w_t - p_t)\}$	
Modelo: <i>Cidrift</i>	
Vectores de cointegración bajo restricción*	Velocidades de ajuste**
$\beta : \begin{pmatrix} -2.644 & 0 & 0.404 & 0 & 1 & -0.006 \\ 0.283 & & 0.084 & & & 0.001 \end{pmatrix}$	$\alpha : \begin{pmatrix} 0.001 & -0.079 & -0.199 & -0.118 & -0.182 \\ 0.017 & -3.888 & -2.522 & -2.406 & -2.549 \end{pmatrix}$
Prueba sobre compatibilidad de las restricciones (Razón de verosimilitud)	
$\chi^2(2) = 1.73$	
$p - value = 0.42$	

\* Error estándar en paréntesis

\*\* Estadística t en paréntesis

La prueba de compatibilidad de las restricciones sugiere que no existe evidencia, a un nivel de significancia del 42%, para rechazar la hipótesis nula sobre la existencia del vector de cointegración presentado en la ecuación (22).

Una vez aceptado el vector de cointegración presentado en la ecuación (8), se llevan a cabo pruebas de diagnóstico sobre el comportamiento de los residuales. Los *p-values* asociados a dichas pruebas multivariadas sobre existencia de autocorrelación residual LM(1), LM(5) y LM(10) son respectivamente 0.75, 0.6578 y 0.2978. Es decir, estas pruebas permiten concluir comportamiento ruido blanco multivariado en los residuales<sup>9</sup>. Así mismo, el *p-value* de 0.16 asociado a la prueba de normalidad multivariada de Doornik y Hansen (1994) evidencia un comportamiento normal multivariado en

<sup>9</sup> Es de anotar que con la estadística LB(12), existe evidencia de autocorrelación. Sin embargo, dada la complejidad del ejercicio se aceptaron los resultados de las pruebas LM.

los residuales. De esta forma, las pruebas multivariadas de diagnóstico de residuales, Lütkepohl (1993), permiten concluir que éstos presentan un comportamiento óptimo.

Cuadro 3

Resultado de las pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad débil  
*P-Values*<sup>10</sup>

Exclusión	Estacionariedad	Exogeneidad Débil
$\chi^2_{0.05}(1) = 3.84$	$\chi^2_{0.05}(4) = 9.49$	$\chi^2_{0.05}(1) = 3.84$
$(y_t - em_t): 0.113$	$(y_t - em_t): 1.86E - 15$	$(y_t - em_t): 0.050$
$em_t : 0.200$	$em_t : 3.53E - 8$	$em_t : 0.583$
$u_t : 0.002$	$u_t : 3.78E - 10$	$u_t : 0.003$
$itcr_t : 0.791$	$itcr_t : 6.99E - 14$	$itcr_t : 0.076$
$(w_t - p_t): 0.012$	$(w_t - p_t): 1.90E - 14$	$(w_t - p_t): 0.090$
$Trend : 0.035$		

Después de establecer el comportamiento de los residuales como óptimo, se llevan a cabo pruebas de exogeneidad débil, estacionariedad y exclusión del vector de cointegración. Es de señalar que las restricciones de cointegración requieren que la variable  $(w_t - p_t)$  no sea exógena débil. El Cuadro 3 presenta los resultados de dichas pruebas.

### 5.3 Restricciones de identificación

En el modelo de tendencias estocásticas comunes, ecuación (12) de la sección 4, la presencia de una relación de cointegración entre las cinco variables que conforman el sistema, implica la existencia de cuatro fuentes distintas de *shocks*, cuyos efectos son permanentes sobre algunas de las variables que conforman el sistema.

<sup>10</sup>Cabe anotar que: (i) en el caso de la productividad se rechaza su exclusión del vector de cointegración al 11.3% y que en el caso de los salarios se rechaza su carácter exógeno débil al 9%. Se aceptan tales conclusiones por ser decisiones de borde.

Como ya se explicó, la identificación de las tendencias estocásticas comunes o estimación del modelo SVEC se alcanza a través de restricciones de largo y corto plazo<sup>11</sup>. Así, un *shock* se identifica como permanente sobre una variable del sistema si ésta no es neutral frente a él en el largo plazo. Dicha identificación de los *shocks* permanentes y transitorios se lleva a cabo imponiendo restricciones sobre la matriz de impacto total<sup>12</sup>,  $\Gamma(1)$ , del modelo de tendencias comunes. Algunas de ellas provienen directamente de las relaciones de cointegración, de tal forma que, los *shocks* asociados a los vectores de cointegración tendrán efectos transitorios sobre las variables del sistema. Adicionalmente, también pueden ser impuestas algunas restricciones contemporáneas a través de la matriz  $\Gamma_0$ . Teniendo en cuenta lo anterior se entiende que todos los *shocks* tendrían una interpretación económica.

En este trabajo, se considera que el *shock* de fijación de salarios es de carácter transitorio,  $\varepsilon_t^w$ , hecho que se deriva de la relación de cointegración encontrada. Adicionalmente, se tienen los siguientes supuestos acerca de la naturaleza de los cuatro *shocks* permanentes. El primero corresponde a una perturbación tecnológica ( $\varepsilon_t^{Tec}$ ), el segundo a un *shock* de demanda laboral  $\varepsilon_t^d$ , el tercero, a un *shock* de oferta labora  $\varepsilon_t^s$  y el último, a un *shock* externo,  $\varepsilon_t^x$ . La ecuación (23) presenta la especificación adoptada para la parte permanente de la representación de tendencias estocásticas comunes, donde  $\mu$  es un vector de constantes adicionado al modelo en la estimación:

$$\begin{bmatrix} \theta_{1t} \\ \theta_{2t} \\ \theta_{3t} \\ \theta_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1t-1} \\ \theta_{2t-1} \\ \theta_{3t-1} \\ \theta_{4t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{Tec} \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^x \end{bmatrix} \quad (23)$$

<sup>11</sup> Programa MALCOLM, versión 2, R. Mosconi, modificado por P.J. Vlaar.

<sup>12</sup> Véase, Anexo 1 en la descripción de  $\Gamma_0$ ,  $\Gamma(1)$

La existencia de cointegración impone como primer conjunto de restricciones el que la última columna de la matriz  $C(1)\Gamma_0$  o  $\Gamma(1)$  sea un bloque de ceros, como se presenta en la ecuación (24).

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} (y_t - em_t) \\ em_t \\ u_t \\ itcr_t \\ (w_t - p_t) \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \Gamma(1)_{11} & \Gamma(1)_{12} & \Gamma(1)_{13} & \Gamma(1)_{14} & 0 \\ \Gamma(1)_{21} & \Gamma(1)_{22} & \Gamma(1)_{23} & \Gamma(1)_{24} & 0 \\ \Gamma(1)_{31} & \Gamma(1)_{32} & \Gamma(1)_{33} & \Gamma(1)_{34} & 0 \\ \Gamma(1)_{41} & \Gamma(1)_{42} & \Gamma(1)_{43} & \Gamma(1)_{44} & 0 \\ \Gamma(1)_{51} & \Gamma(1)_{52} & \Gamma(1)_{53} & \Gamma(1)_{54} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^{Tec} \\ \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^d \\ \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^s \\ \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^x \\ \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^w \end{bmatrix} \\
 X_t &= C(1)\Gamma_0 A(\mathcal{E}_t)
 \end{aligned} \tag{24}$$

Adicionalmente, se impone el siguiente conjunto de restricciones de neutralidad de largo plazo:

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} (y_t - em_t) \\ em_t \\ u_t \\ itcr_t \\ (w_t - p_t) \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \Gamma(1)_{11} & \Gamma(1)_{12} & 0 & \Gamma(1)_{14} & 0 \\ \Gamma(1)_{21} & \Gamma(1)_{22} & \Gamma(1)_{23} & \Gamma(1)_{24} & 0 \\ \Gamma(1)_{31} & \Gamma(1)_{32} & \Gamma(1)_{33} & \Gamma(1)_{34} & 0 \\ \Gamma(1)_{41} & \Gamma(1)_{42} & 0 & \Gamma(1)_{44} & 0 \\ \Gamma(1)_{51} & 0 & \Gamma(1)_{53} & \Gamma(1)_{54} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^{Tec} \\ \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^d \\ \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^s \\ \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^x \\ \sum_{j=1}^t \mathcal{E}_j^w \end{bmatrix} \\
 X_t &= C(1)\Gamma_0 A(\mathcal{E}_t)
 \end{aligned} \tag{25}$$

De tal forma que tanto la productividad como la tasa de cambio real son neutrales en el largo plazo a *shocks* de oferta y los salarios reales son neutrales en el largo plazo a *shocks* de demanda.

Con el fin de poder sobreidentificar el modelo se definen un grupo de restricciones de corto plazo, las cuales se presentan en la ecuación (26). Como



se observa, el nivel de empleo y la tasa de cambio real no se ven afectados contemporáneamente por *shocks* tecnológicos, los *shocks* de oferta no afectan contemporáneamente al nivel de desempleo y la fijación de salarios no se ve afectado en el corto plazo por *shocks* de demanda.

$$\begin{bmatrix} e_t^{(y-em)} \\ e_t^{(em)} \\ e_t^{(u)} \\ e_t^{(x)} \\ e_t^{(w-p)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma_0^{11} & \Gamma_0^{12} & \Gamma_0^{13} & \Gamma_0^{14} & \Gamma_0^{15} \\ 0 & \Gamma_0^{22} & \Gamma_0^{23} & \Gamma_0^{24} & \Gamma_0^{25} \\ \Gamma_0^{31} & \Gamma_0^{32} & 0 & \Gamma_0^{34} & \Gamma_0^{35} \\ 0 & \Gamma_0^{42} & \Gamma_0^{43} & \Gamma_0^{44} & \Gamma_0^{45} \\ \Gamma_0^{51} & 0 & \Gamma_0^{53} & \Gamma_0^{54} & \Gamma_0^{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{Tec} \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^x \\ \varepsilon_t^{w-p} \end{bmatrix} \quad (26)$$

$$e_t = \Gamma_0 \varepsilon_t$$

La prueba de compatibilidad, sobre restricciones de largo y corto plazo, reportó una estadística  $\chi^2(1)$  de 0.012 y un *p-value* asociado de 0.913. Dado este resultado, las ecuaciones (27) y (28) presentan las estimaciones de las matrices estructurales.

largo plazo:

$$\hat{C}(1)\hat{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} -0.0005 & -0.0118 & 0 & -0.0124 & 0 \\ 0.0138 & 0.0182 & 0.0031 & 0.0137 & 0 \\ -0.036 & -0.0774 & 0.0217 & -0.056 & 0 \\ -0.0026 & -0.0010 & 0 & 0.0602 & 0 \\ 0.0131 & 0 & -0.0087 & -0.0100 & 0 \end{bmatrix} \quad (27)$$

Corto plazo:

$$\hat{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} 0.0090 & -0.0110 & 0.0065 & -0.0024 & -0.00002 \\ 0 & 0.01012 & -0.00001 & -0.0019 & 0.0038 \\ -0.0404 & -0.0101 & 0 & -0.0017 & 0.0095 \\ 0 & -0.0039 & -0.0040 & 0.0253 & 0.0056 \\ 0.0061 & 0 & -0.0366 & -0.0066 & 0.0084 \end{bmatrix} \quad (28)$$

## 6. Resultados: evaluación de los shocks

### 6. 1 Análisis de Impulso-Respuesta y Descomposición de Varianza

En esa subsección se presenta el análisis de Impulso-Respuesta del desempleo y en la siguiente la descomposición de varianza de su error de pronóstico frente a los diferentes *shocks* estructurales del sistema. Estos análisis se llevan a cabo siguiendo la metodología propuesta por P. Vlaar (2004b).

El Gráfico 6 presenta la respuesta del desempleo ante *shocks* tecnológicos, de demanda, oferta laboral, fijación de salarios y externos, obtenidos a partir del VEC estructural, anteriormente presentado, con intervalos de confianza al 90%<sup>13</sup>.

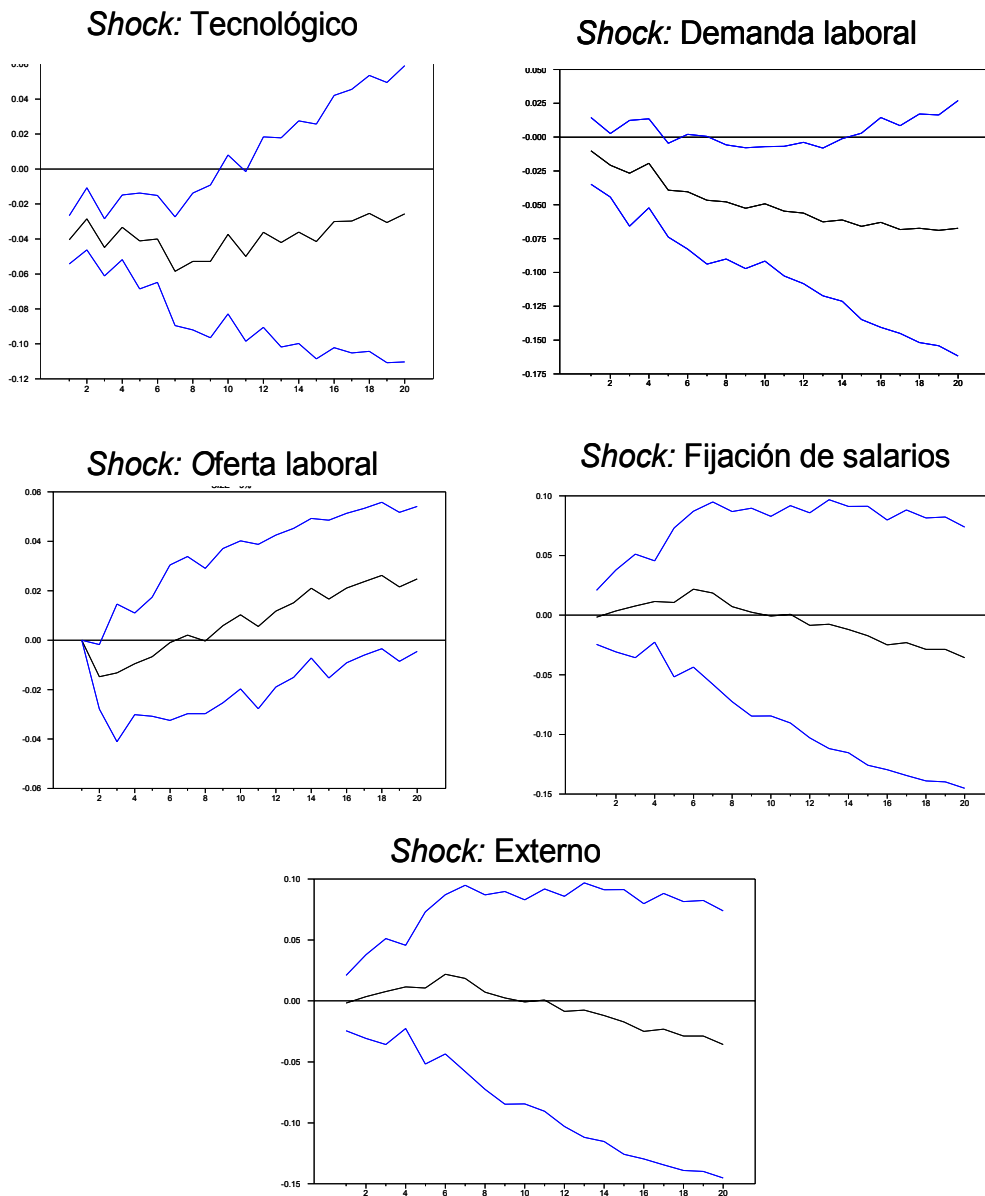
El *shock* tecnológico reduce de manera importante el desempleo en un primer momento y hay que tener en cuenta que el efecto es significativo en los primeros dos años y medio. Para ese momento se observa un ajuste hacia un nuevo equilibrio. El *shock* de demanda por trabajo genera una ligera reducción del desempleo, la cual es significativa solo en el mediano plazo, unos dos años después del impacto inicial. En los primeros trimestres después del *shock* el efecto no es significativo. El correspondiente *shock* de oferta laboral tiene un impacto instantáneo negativo significativo sobre el desempleo que no se mantiene en el largo plazo. El *shock* de fijación de salarios no tiene ningún efecto ni en corto ni largo plazo y no es significativo en ningún momento. El *shock* externo tampoco tiene efectos significativos de largo plazo ni corto plazo

---

<sup>13</sup> Los intervalos de confianza se calcularon mediante el procedimiento sugerido por Vlaar (2004b).

Gráfico 6

Análisis de impulso-respuesta del Desempleo

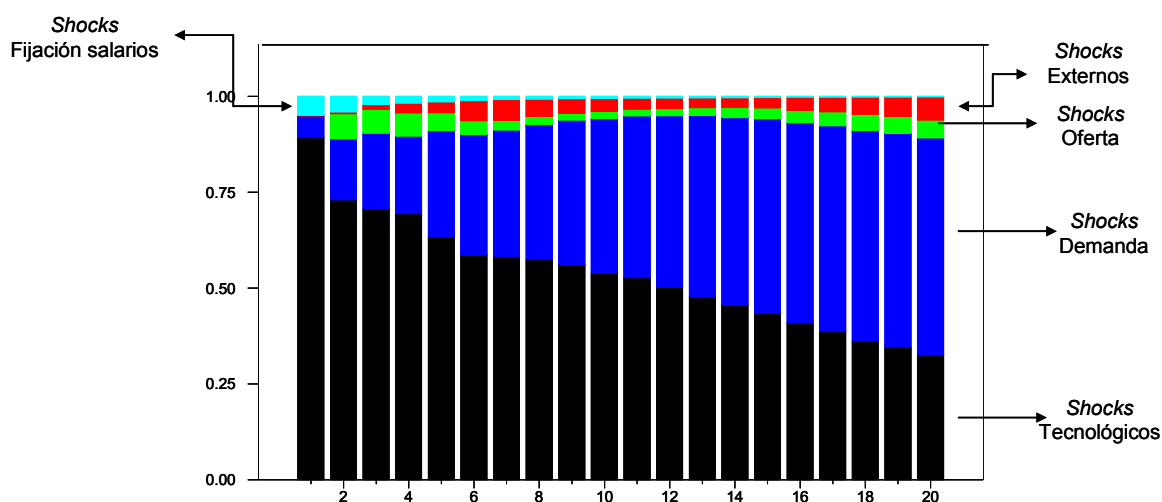


6.2 Descomposición de varianza

Una consecuencia de la relación de la ecuación (7) es que los errores de pronóstico se pueden expresar como una combinación lineal de los shocks estructurales. De esa forma, una forma alternativa de analizar la importancia de cada uno de los diferentes *shocks* estructurales es la descomposición de varianza de los errores de pronóstico. El Gráfico 7 presenta tal descomposición

de varianza del error de pronóstico del desempleo ante *shocks* tecnológicos, de demanda y oferta laboral, fijación de salarios y externos, obtenidos a partir del VEC estructural y con un horizonte de pronóstico específico.

Gráfico 7. Descomposición de varianza



Como puede observarse en el Gráfico 7, el *shock* tecnológico tiene gran importancia en la varianza del error de pronóstico del desempleo en un horizonte de corto plazo, en un segundo lugar de importancia, se encontraría el impacto del *shock* de demanda laboral aunque simultáneamente su influencia aumenta en el tiempo. En el corto plazo, los *shocks* de tecnología y, en menor grado, de demanda y fijación de salarios son importantes en la determinación del desempleo. En un horizonte más largo los *shocks* de oferta mantienen en términos relativos su importancia para explicar esta última variable, los de demanda se vuelven más importantes, al tiempo que el *shock* de tecnología disminuye y el externo aumenta su reducida influencia. En consecuencia, en el largo plazo el desempleo se determina por una mezcla de *shocks* tecnológicos, de demanda y oferta laboral y externo. Es casi insignificante la influencia del *shock* de fijación de salarios.

## 7. Conclusiones

El principal aporte de este documento fue el análisis de los *shocks* que afectan al desempleo. Con ello queremos proponer elementos adicionales para la discusión acerca de las características del desempleo en Colombia. Para alcanzar esos objetivos se utilizó la técnica conocida como SVEC (la sigla en inglés de los *structurals* VEC), la cual permite la utilización de restricciones económicas provenientes de un modelo analítico. En este ejercicio, en particular, el modelo teórico de base corresponde a una representación del mercado laboral ampliada para tener en cuenta las particularidades de una economía pequeña y abierta.

El análisis de cointegración mostró que la productividad, el empleo, el desempleo, la tasa real de cambio y el salario real están cointegrados. Basados en la metodología VECM identificamos los *shocks* estructurales que afectan al desempleo y analizamos su efecto e importancia para el desempleo colombiano utilizando para ello un análisis de impulso respuesta y la descomposición de la varianza del error de pronóstico.

El análisis impulso respuesta muestra que los *shocks* tecnológicos y de demanda son importantes en el mediano plazo, unos dos años después del *shock*. En un horizonte más corto son importantes el *shock* tecnológico y el de oferta laboral. La descomposición de varianza coincide en señalar al *shock* tecnológicos como el principal determinante del desempleo en el corto plazo aunque su importancia relativa disminuye en el largo plazo. Por el contrario, el *shock* de demanda que ya es importante en el corto plazo va incrementando su influencia. En el largo plazo el desempleo se determina por una mezcla de *shocks* tecnológicos, de demanda y oferta laboral y externo.

Con estos resultados el análisis empírico muestra que el desempleo en Colombia no es dominado por un solo factor. Son importante tanto los factores de demanda, como es el caso de la demanda laboral, como de oferta, asociado a la tecnología.

Los resultados indican que la técnica utilizada es un instrumento poderoso para el examen de una problemática compleja como es la del desempleo contando para ello con una base teórica adecuada.

## Bibliografía

Amisano, G. and C. Giannini, (1997) *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer, Second Edition.

Arango, L.E.; Posada, C.E. (2001). "El desempleo en Colombia" Borradores de Economía No 176, Banco de la República.

Arango, L.E.; Posada, C.E.; Charry, A. (2003). "La participación laboral en la nueva encuesta: ¿Cambian sus determinantes? Borradores de Economía No.250, Banco de la República.

Bagliano, F. and C. Morana, (1999). "Measuring core inflation in Italy". *Giornale degli Economisti*, 58, 301-328.

\_\_\_\_\_ (2003a). "Measuring US core inflation: A common trend approach". *Journal of Macroeconomics*, 25, p 197-212.

\_\_\_\_\_ (2003b). "A common trends model of UK core inflation". *Empirical Economics*, 28, 1, p 157-172.

Bagliano, F.; R. Golinelli and C. Morana, (2002). "Core inflation in the Euro Area". *Applied Economics Letters*, 9, p 353-357.

Bean, C.R. (1994). "European unemployment: a survey." *Journal of Economic Literature* Vol.32, pp. 573-619.

Blanchard, O. (2005). "European unemployment: the evolution of facts and ideas." NBER Working Paper 11750.

Blanchard, O. (2003). "Peut-on éliminer le chômage en Europe." Mimeo. IDEI, Toulouse.

Blanchard, O. (1997). "What we know and do not know about the natural rate of unemployment." *The Journal of economic perspectives*, Vol.11, No.1, pp. 51-72.

Brüggemann, I. (2003), "Measuring Monetary Policy in Germany: Structural Vector Error Correction Approach". *German Economic Review*, 4, p 307-339.

Cole, S. R., (1999), "Simple bootstrap statistical inference using the SAS system", *Computer Methods and Programs in Biomedicine*, No. 60, p. 79-82.

Doornik, J.A., and H. Hansen (1994), "An omnibus test for univariate and multivariate normality", Working paper, Nuffield College, Oxford University,

Oxford, UK. Disponible en:

<http://www.nuff.ox.ac.uk/Uwers/Doornik/papers/normal2.pdf>.

Dolado, J.J. and Jimeno, J.F. (1997) "The causes of Spanish unemployment: A structural VAR approach, *European Economic Review* 41: 1281-1307.

Fox, J. (2002), "Bootstrapping regression Models", Appendix to An R and S-PLUS Companion to Applied Regression.

Disponible en: <http://www.sourcekeg.co.uk/cran/doc/contrib/Fox-Companion/appendix-bootstrapping.pdf>

Hansen, B. (2000), "Approximate Standard Errors and the Use of Bootstrapping", Danish Institute of Agricultural Sciences, Biometry Research Unit. Disponible en: <http://www.jbs.agrsci.dk/Biometry/Reports/reports/2001.02.i.pdf>

Hansen, B. and Warne, A. (2001), "The cause of Danish unemployment: Demand or supply shocks?" *Empirical Economics*, 26, 461-486.

Hendry, D.F. and A. Doornik (1994), "Modelling Linear Dynamic Econometric Systems" *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 45.

Jacobson, T., A. Vredin and A. Warne, (1997). "Common trends and hysteresis in Scandinavian unemployment", *European Economic Review*, 41, pages 1781-1816.

Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal Of Economic Dynamics and Control*, No. 12, 231-54.

\_\_\_\_\_ (1994), "The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of non-stationary variables", *Econometric Reviews*, No. 13, 205-29.

Krusec D. (2003), "The effects of fiscal policy on output in a structural VEC model framework: The case of four EMU and four non-EMU OECD countries", European University Institute, Florence, Italy.

Lindbeck (1993) *Unemployment and Macroeconomics*. The MIT press, Cambridge.

Lütkepohl, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Second Edition.

Magnus, J.R. and H. Neudecker (1986), "Symmetry, 0-1 Matrices and Jacobians: A Review", *Econometric Theory*, 2, p 157-190.



Mayes, D.G. and J. Vilmunen (1999), "Unemployment in a Small Open Economy: Finland and New Zealand", Bank of Finland, Discussion Papers, Research Department 28.7.1999.

Mellander E., A. Vredin and A. Warne (1992), "Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy", *Journal of Applied Econometrics*, Volume 7, Issue 4, p 369-394.

Vlaar, P.J.G. (2004a), "Shocking the eurozone", *European Economic Review*, 48, p 109-131.

\_\_\_\_\_ (2004b), "On the asymptotic distribution of impulse response functions with long-run restrictions", *Econometric Theory*, Vol 20, No. 5, p 891-903.

Vlaar, P.J.G. and H. Schuberth (1998). "Monetary Transmission and Controllability of Money in Europe", *Econometric Research and Special Studies Department, Research Memorandum WO&E no. 544, De Nederlandsche Bank.*

Warne A. (1993). "A common trend model: Identification, estimation and asymptotics", Seminar paper 555. Institute for international economic studies. University of Stockholm.

Wyplosz, C. (1994). "Demand and structural views of Europe's high unemployment trap." *Swedish Economic Policy Review* 1, pp. 75-107.