

LA FUNCIÓN DE CONTRATACIÓN: TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA PARA LA CIUDAD DE CALI 1993-2001*

Andrés Eduardo Rangel Jiménez**

Resumen

Este artículo —tomando como base el reporte del Centro de Información para el Empleo del Sena— describe la evolución de las principales variables del mercado laboral para la ciudad de Cali entre el cuarto trimestre de 1993 y el tercero de 2001. Las mismas variables son utilizadas como insumos para la estimación de una función de contratación, la cual establece (suponiendo un estado estacionario) como determinantes de las colocaciones los desempleados y las vacantes. Para construir dicha función se verifica primero el cumplimiento de estacionalidad de las series de tiempo que se incluyen en el modelo de regresión, que para este caso son las colocaciones, los inscritos y las vacantes, todas ellas medidas en logaritmos. Se concluye que las series no presentan raíz unitaria, por lo que pueden ser incluidas en un modelo clásico de regresión. Estimada la función de contratación se encuentra

Abstract

Recent national policies in Colombia are pointing to the reduction of job information centers in an effort to reduce public deficit, leaving job seekers without opportunities to find vacancies available in the local labor market. Using a dataset from the Center for Labor Information from Sena, we built a series of labor market indicators from 1993 to 2001 for the city of Cali, Colombia, to evaluate the significance of job seeker-vacancy matching in the job allocation. Within a macroeconomic framework, we specify and estimate a hiring equation as a function of unemployed and job openings. To this end, we first checked that time series for hiring, unemployed and vacancies satisfy the stationarity assumption, finding that they do not exhibit unit roots, and thus we proceed to estimate an OLS regression. The estimation results reveal that, even

* Este documento nace de una consultoría adelantada por la Universidad del Valle y contratada por el Centro de Información para el Empleo del SENA. Fecha de recibo: 20-04-2006 - Fecha de aceptación: 16-11-2006.

** Profesor de la Universidad Autónoma de Occidente. Agradezco los valiosos aportes que durante mi estancia en el CIE hizo mi amigo y maestro Carlos Castellar Palma (q.e.p.d). Adicionalmente quiero agradecer a Alfonso Santacruz por sus aportes. Especial gratitud a Avelino Martínez Sandoval por la revisión preliminar de este artículo.

evidencia empírica de que el emparejamiento de una vacante y un desempleado es relevante al momento de explicar el movimiento de la serie de colocados.

Palabras clave

mercado laboral, estructura del desempleo, tasa de entrada, tasa de salida

Clasificación JEL: C32 - J60

under disequilibrium in hiring time series, the matching between unfilled vacancies and job seekers has a significant influence on the time series fluctuation.

Key words: job market, unemployment structure, income rate, output rate.

Introducción

La intermediación en el mercado laboral es un elemento esencial para reducir el desempleo en la economía colombiana. Desgraciadamente, el Gobierno actual ha centrado su política en las modificaciones a la legislación laboral y en la reforma pensional para darle estabilidad y mejores posibilidades de crecimiento a la economía; además, uno de los comodines de la reforma laboral es la disminución de los parafiscales, que afecta negativamente al Sena en su conjunto y al Centro de Información para el Empleo (CIE) en particular.

El CIE es el único centro de información para el empleo de carácter oficial que existe en nuestro país. Su debilitamiento fortalecería la importancia de las empresas de trabajo temporal que tienen ánimo de lucro y disminuyen aún más los menguados ingresos de los trabajadores colombianos. Al CIE acude personal que tiene, en promedio, un nivel de calificación poco más alto que el del conjunto del mercado laboral, lo cual siempre ocurre en los organismos asociados a la transmisión de información, siendo los más educados los que buscan mayor información sobre el mercado laboral.

Desde el punto de vista de la información del mercado laboral la principal ventaja de este organismo es manejar información tanto del lado de la demanda como de la oferta, lo cual hace de esta base de datos una potencial "veta" por explotar por parte de los académicos e investigadores de nuestro país.

Es este valor agregado de contar con información de ambos lados del mercado laboral lo que motiva el presente ejercicio de investigación. Con base en el sistema de información del CIE, ¿existe incorrespondencia entre el capital humano de los buscadores de empleo y el requerido por los distintos sectores de la ciudad de Cali en el período 1993-2001? La estimación de una función de contratación constituye evidencia empírica, aun en estado estacionario, de los desequilibrios en el mercado laboral. Como es bien sabido, el desempleo puede deberse a fricciones del mercado que impiden un lento encuentro entre desempleados y vacantes, como también a factores estructurales, esto es, la no correspondencia entre las cualificaciones de la fuerza laboral y la que el aparato productivo requiere. La coexistencia de sectores con excesos de oferta y aquellos sectores deficitarios en personal calificado evidencia un desempleo de tipo estructural en la región.

Descripción operativa de la base

El Centro de Información para el Empleo, CIE, es una dependencia del Sena de carácter público cuyos servicios gratuitos agilizan el acercamiento entre trabajadores y empresas, ofreciendo información de las características tanto de las vacantes como de los buscadores de empleo. Adicionalmente a la actividad de intermediación, el CIE lleva a cabo acciones de orientación ocupacional y de capacitación a las personas registradas con el fin de mejorar sus condiciones de colo-

cación en el mercado laboral. La base se divide en dos módulos, oferta y demanda de trabajo. Se describen las variables relevantes que componen los dos módulos de la oferta con el fin de caracterizar a nivel agregado tanto a la población que busca empleo como la naturaleza de las vacantes.

Módulo de oferta

En este módulo se presume que los buscadores inscritos no constituyen un *stock* fijo de desempleados, ya que en el tiempo el individuo puede invertir en educación y entrenamiento, lo que le permitiría cambiar su situación ocupacional; es decir la información de las personas inscritas es susceptible de actualización. La información consignada se compone de: fecha de inscripción; identificación (cédula), sexo, y fecha de nacimiento con la cual se calcula la edad. Igualmente se especifica la situación laboral que se clasifica en cesante, ocupado y aspirante. La descripción del nivel de estudios formales, así como su máximo nivel adelantado, también son consignados junto con su experiencia laboral.

La información que indica si los estudios los adelantó o no en el Sena también es consignada en este módulo. La ocupación principal y las alternas en las cuales una persona busca empleo también hacen parte de este módulo. Se recuerda que estas ocupaciones se clasifican según la C.N.O (Clasificación Nacional de Ocupaciones). El sueldo al que está dispuesto a trabajar también se especifica. Desde el punto de vista de la economía laboral

este valor corresponde al salario de reserva, variable fundamental en el análisis posterior de los modelos de búsqueda.

Módulo demanda

A diferencia de los inscritos, las vacantes pueden tratarse como un *stock*, dado que los registros de vacantes aumentan cuando el empresario requiere de nuevo personal y disminuyen cuando una vacante es cubierta o cancelada. En este módulo se registra información general de las empresas, como lo es su identificación o Nit, la razón social, la fecha de su inscripción al sistema, su actividad (codificada a 4 dígitos según la CIIU), la descripción de la actividad principal y el tamaño (el cual se clasifica en pequeña, mediana o grande).

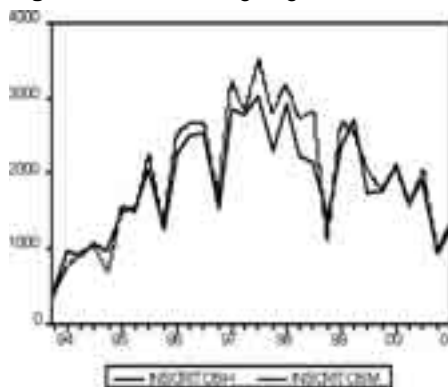
Las vacantes son el componente central de este módulo. Una vacante se supone como un puesto de trabajo independiente de su temporalidad y de su carácter de nuevo empleo o de una reposición de uno ya existente. Al igual que la oferta, la información de los demandantes de empleo también es susceptible de actualización. Básicamente se registra la información sobre los requisitos exigidos para que las vacantes sean adecuadamente cubiertas; estos son, entre otros, el cargo solicitado, la experiencia previa, el sexo (si no es indiferente), la edad, el tipo de capacitación, los estudios y las habilidades requeridas. Paralelamente, en este módulo se registra información que describe el tipo de vacantes: la fecha en que ésta se inscribe y el sueldo ofrecido para la misma (si este

es básico o por comisión); si la vacante ofrecida es nueva o existente, si el carácter es fijo o temporal, y por último se especifica si la jornada de trabajo es a tiempo completo u otro.

Análisis descriptivo de las variables

Inscritos. Desagregada por género, esta variable presenta para el período de estudio un equiparamiento de la participación femenina con su contraparte masculina dentro de la población que busca activamente empleo (50.1% y 49.9% respectivamente para el período de estudio).

Figura 1: Inscritos según género.



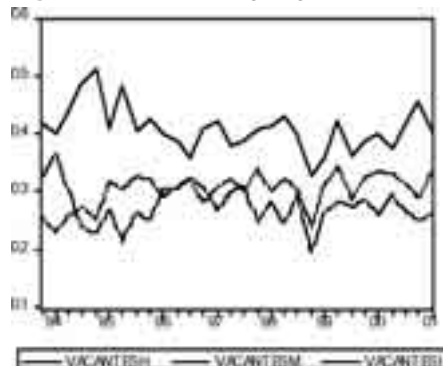
Fuente: Cálculos del autor. Salida de programa E-views.

La explicación de tal regularidad es atribuible al aumento del nivel de cualificación de las mujeres, lo que les ha permitido en los últimos años una mejor posición al momento de aspirar a un puesto de trabajo (Ribero y Meza 1997). Como se observa en la Figura 1, existe un cambio en la tendencia a

partir del año de 1998, en la que se presenta una caída en los inscritos hombres y mujeres, con su punto más bajo en el primer trimestre de 1999. La razón de esta tendencia decreciente puede explicarse a la luz del efecto del trabajador desanimado, el cual indica que durante las recesiones las personas se vuelven pesimistas, con malas expectativas sobre la probabilidad de encontrar un empleo, lo que termina por marginarlas e incorporarse a la población económicamente inactiva.

Vacantes. En la Figura 2 se presentan indicios sobre discriminación laboral. Durante todo el período de estudio las vacantes exclusivamente para hombres (41.27%) superan significativamente las vacantes destinadas a sólo mujeres (30.7%), siendo las vacantes que tienen indiferencia respecto al requerimiento de género las de menor participación. Esto de por sí es un primer indicio de desequilibrios

Figura 2. Vacantes según género¹



Fuente: Cálculos del autor. Salida de programa E-views.

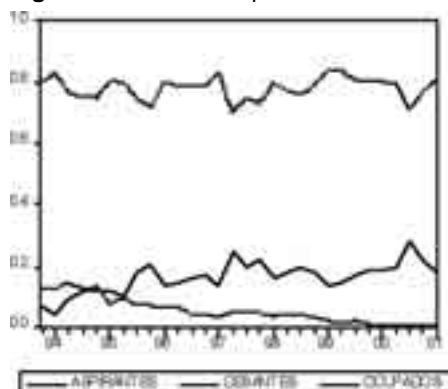
1. VACANTESH: vacantes cuyo sexo requerido es masculino. VACANTESM: vacantes cuyo sexo requerido es femenino, VACANTESI: son vacantes que no tienen como requisito un sexo en particular.

en el mercado laboral, por cuanto el número de mujeres que buscan empleo es mayor que el número de vacantes específicamente destinadas para ellas. De esta manera se puede afirmar que las probabilidades de colocación para las mujeres pueden caracterizarse desde ya como “problemáticas”, pues se observa una ligera discriminación en contra de las mujeres dentro del total de vacantes disponibles captadas por el CIE.

Posición ocupacional

Como puede verse en la Figura 3, el aumento de los cesantes y su mayor participación dentro de los inscritos durante el período de estudio es el resultado de dos factores: el primero, la desaparición de puestos de trabajo durante la crisis; el segundo, la reconversión industrial, ya sea pública o privada. Es así como para los cesantes la presión en el mercado de trabajo tiene mayor peso, siendo menor el efecto demográfico que, entre otras cosas, es reflejado mejor por el movimiento de los aspirantes.

Figura 3. Posición ocupacional.



Fuente: Cálculos del autor. Salida de programa E-views

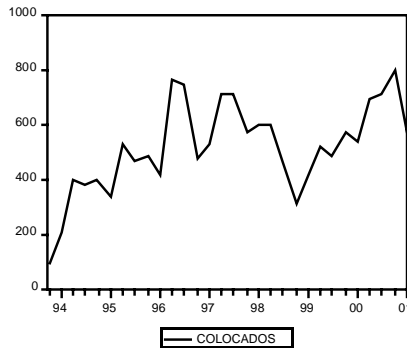
Es importante anotar que el aumento de los aspirantes en el mercado de trabajo puede ser explicado por cambios demográficos, esto es, aumento de la población en edad de trabajar (PET), o por el efecto del trabajador añadido, es decir, individuos que salen de la categoría de inactivos a la de activos con el fin de compensar el descenso de los ingresos familiares.

En la Figura 3 se observa en la serie de ocupados (personas con expectativas de cambio de empleo) una tendencia a la baja en su participación dentro del total de buscadores a lo largo del período de estudio. Esta regularidad puede deberse a que durante las recesiones económicas las expectativas respecto a la posibilidad de cambio de empleo son pesimistas y, por tanto, disminuye el número de ocupados inscritos. Además, los buscadores prefieren en una crisis mantener seguro el trabajo que ya se tiene y no dar “señales” en sentido contrario.

Colocados

Respecto de la serie Colocados se puede observar en la Figura 4 una tendencia creciente desde 1993 hasta finales de 1998, presentándose un quiebre abrupto de la tendencia entrando al año 1999, en el cual la economía colombiana sintió con mayor rigor los efectos de la recesión económica. Esta recesión fue el resultado de la combinación de una serie de factores, entre los cuales podemos enumerar los siguientes:

- Una revaluación de la tasa real de cambio originada por la política del

Figura 4. Colocados.

Fuente: Cálculos del autor. Salida de programa E-views.

Banco de la República de reducir la tasa de inflación, que llevó a la tasa de cambio de un pico de 111,5 a fines de 1990 a 89,3 a fines de 1997, generando un impacto recesivo sobre la economía al incentivar las importaciones y desestimular las exportaciones.

- El exceso de gasto fiscal a partir de 1995 que incidió sobre una economía abierta con la tasa de cambio real rezagada y condujo a una significativa brecha fiscal y externa que afectó ostensiblemente las posibilidades de crecimiento.
- La situación política de orden público, cuyo agravamiento en 1996-1997 influyó sobre las decisiones de inversión y producción privada.
- El cambio en la composición sectorial e intrasectorial de la producción provocado por la apertura con revaluación, y los cambios tecnológicos inducidos por ese mismo proceso.

- El rebote de las crisis asiática y rusa sobre las economías latinoamericanas, que agudizó aún más los obstáculos enfrentados para la recuperación.

Marco teórico

La relación entre desempleo y vacantes: la curva de Beveridge

Cuando se adentra en la relación paro y vacantes debe remitirse obligatoriamente a la curva de Beveridge (de ahora en adelante UV). Este concepto se refiere al lugar geométrico existente entre desempleo y vacantes, en aquella situación en la cual el desempleo (y por tanto el empleo) permanecen constantes; es decir, la tasa de entrada al desempleo es igual a la tasa de salida del mismo. Tenemos entonces que el desempleo es función de la tasa de entrada al desempleo y de la tasa de salida del mismo. Dado que la tasa de entrada depende del número de despidos y por ende del nivel de empleo, y que la tasa de salida depende del número de desempleados y de vacantes (emparejados a través de una función matching o de contratación), surge de manera natural una relación inversa entre desempleados y vacantes.

Sea U el número de desempleados y V el número de vacantes en una economía. La función que empareja desempleados con vacantes se denomina función *matching* o función de contratación, siendo H las contrataciones. La tasa de contrataciones calculada respecto a la PEA es entonces función de la tasa de vacantes y la tasa de desempleados (normalizadas ambas

respecto a la población económicamente activa):

$$h = \frac{H}{N} = f(v, u). \quad (1)$$

Suponiendo tiempo continuo y que la probabilidad instantánea de que un trabajador sea despedido es igual a λ , se tiene que la proporción de personas que son despididas respecto a la PEA es igual a un porcentaje λ de la tasa de desempleo. La tasa de desempleo puede entonces definirse de la siguiente manera:

$$u = \lambda (1 - u) - h(u, v). \quad (2)$$

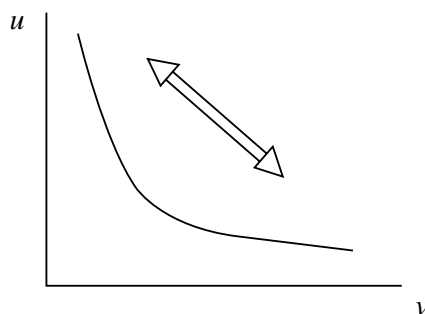
Como puede observarse, la tasa de desempleo aumenta si la tasa de despidos, es decir la tasa de entrada, es mayor que la tasa de contrataciones y viceversa. Para suponer estado estacionario (tasa de desempleo constante) es necesario que la tasa de entrada al desempleo sea igual a la tasa de salida del mismo. Igualando entonces a cero la ecuación (2) llegamos a la ecuación de Beveridge:

$$u^* = \frac{1}{\lambda} [\lambda - m(v^*, u^*)]. \quad (3)$$

La curva de Beveridge se define entonces como la relación de largo plazo entre las tasas de desempleo y de vacantes, anotando que ellas no proveen una descripción completa del funcionamiento del mercado de trabajo. La derivación geométrica de la curva UV parte de la relación negativa entre desempleados y vacantes.

Dados unos procesos de selección por parte de los empleadores y unos procesos de búsqueda por parte de los trabajadores, se encuentra que una mayor disposición de vacantes está asociada con un menor número de desempleados, pues al aumentar los puestos de trabajo disponibles aumenta la probabilidad de colocación de los desempleados. La curva UV se muestra en la Figura 1.

Figura 1. Curva de Beveridge.



Fuente: Elaboración del autor.

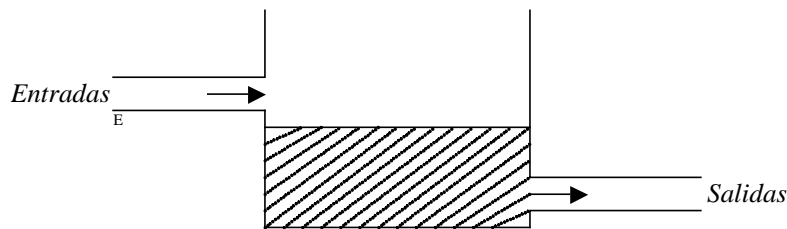
Una de las formas de estimar la curva de Beveridge es modelar la función de contratación con el esquema de una Cobb Douglas, esto es, estimar la función de contratación.

Para encontrar el sustento teórico de la función de contratación es necesario adentrarse en el estudio de los componentes de la tasa de desempleo, los cuales desde una perspectiva agregada son producto de dos flujos: las entradas y las salidas del desempleo. El modelo teórico que sustenta la estimación de la función de contratación es el expuesto por Layard, Nickell y

Jackman (1994), que descompone la tasa de desempleo desde una perspectiva agregada o de series temporales como el producto de la tasa de entrada por la duración media del desempleo. Así las cosas, la tasa de desempleo aumenta cuando las entradas en el desempleo son mayores que las salidas, y disminuye cuando las salidas son mayores a las entradas.

Este esquema permite explicar la conducta a lo largo del tiempo no sólo del desempleo sino también de sus componentes: la tasa de entrada, la duración media y la tasa de salida, siendo esta última la variable a explicar en la función de contratación.

Considérese el desempleo (U) como un estanque que tiene una entrada (S) y una salida (H) de manera que:



Fuente: Elaboración del autor.

$$\Delta U = S - H. \quad (4)$$

Cuando se tiene que las salidas al desempleo son iguales a las entradas ($S = H$) se habla de estado estacionario. Presumiendo estado estacionario, la tasa de desempleo (U/N) se concibe como el producto de dos agregados temporales. El primero es la tasa de entrada al desempleo (S/N), que es la tasa a la cual los individuos pasan del empleo al desempleo. El segundo componente es la duración media del desempleo (U/S), el tiempo medio que permanecen los desempleados que entran en este estado. De esta manera en estado estacionario tenemos:

$$\frac{U}{N} = \frac{S}{N} \cdot \frac{U}{S}. \quad (5)$$

Tasa de Paro = Tasa de Entrada x Duración Media

La ecuación (5) indica que el número de desempleados se puede expresar como el producto entre el número de individuos que entran en el desempleo y el número de meses que en promedio un individuo permanecerá desempleado.

La ventaja de expresar la tasa de desempleo en términos de los componentes agregados, tasa de entrada y duración media, radica en la posibilidad de analizar por separado sus determinantes de éstos para así hacer recomendaciones de política, depen-

diendo de qué componente sea el de mayor peso en la evolución de la tasa de desempleo.

Dado que en estado estacionario las entradas son iguales a las salidas ($S = H$), la duración media (U/S) puede expresarse como la inversa de la tasa de salida (H/N), así:

$$\frac{U}{S} = \frac{1}{H/N}, \quad (6)$$

$$\text{duración media} = \frac{1}{\text{Tasa de salida}},$$

$$\frac{U}{N} = \frac{S}{N} \frac{N}{H}. \quad (7)$$

Este enfoque de flujos también permite ver el grado de flexibilidad del mercado laboral, ya que la tasa de desempleo puede crecer como resultado de un incremento de la tasa de entrada y una disminución de la tasa de salida.

Una vez explicada la tasa de desempleo desde la óptica de sus componentes se hace el tránsito hacia la función de contratación. La idea básica de este concepto consiste en que el número de contrataciones por período (H) depende del número de vacantes (V) y del número de demandantes de empleo eficaces (cU), donde U es el número de parados y c es su eficacia media.

$$H = f(V, cU). \quad (8)$$

Para complementar la estructura del desempleo desde la óptica macro de sus componentes, Layard *et al.* (1991) consideran que para comprender la dinámica de la tasa de desempleo no sólo hay que analizar los factores que hacen inflexibles los salarios (como los sindicatos), sino también lo que ellos denominan eficacia con que los parados buscan empleo. Esta expresión incluye todo aquello que afecta el ritmo con que los desempleados encuentran trabajo, es decir, la eficacia con que se transmite la información sobre las vacantes, el tiempo y el esfuerzo que dedican los desempleados a la búsqueda de empleo, además de otros factores como la exigencia que los desempleados impongan en la consideración de una vacante o la que puedan imponer los empresarios durante el proceso de contratación. Puede decirse entonces que esta eficacia estaría reflejando el desajuste entre el paro y las vacantes; sin embargo, para este tipo de análisis se prescindirá de tal desajuste, por lo que puede presumirse una eficacia media igual a la unidad. La función de contratación puede reescribirse de la siguiente manera:

$$H = f(V, U). \quad (9)$$

Lo que nos dice la anterior función es que cada contratación implica el emparejamiento de una vacante y un empleado, la existencia simultánea de una vacante y un desempleado. Para entender mejor esta situación supóngase "un mercado matrimonial

en el cual el número de matrimonios se duplicará cuando se duplique el número de varones y mujeres, incluso aunque el número de personas de cada sexo sea distinto" (Layard, Nickell y Jackman, 1994).

Si se supone que U demandantes de empleo (cesantes) están buscando vacantes y cada uno presenta una solicitud por período, la probabilidad de que un individuo i solicite una vacante es $1/V$ (asumiendo que la búsqueda es aleatoria). La probabilidad de que ninguno solicite la vacante j es:

$$\left(1 - \frac{1}{V}\right)^U = e^{-U/V}. \quad (10)$$

De esta manera la probabilidad de que una vacante sea llenada es:

$$H = V(1 - e^{-U/V}). \quad (11)$$

De lo anterior se desprende que la función de contratación presenta rendimientos constantes a escala. La función toma la forma de una Cobb Douglas:

$$H = U^\gamma V^\delta, \quad (12)$$

Siendo $\gamma + \delta = 1$. La función se puede reescribir:

$$H = U^\gamma V^{1-\gamma}. \quad (13)$$

Dividiendo por N (en este caso la PEA) a ambos lados de la igualdad para trabajar con tasas de entrada y salida del desempleo tenemos:

$$\frac{H}{N} = \frac{U^\gamma}{N} \frac{V^{1-\gamma}}{N}. \quad (14)$$

Aplicando logaritmos a ambos lados de la igualdad

$$\log H - \log N = \gamma \log U - \log N + (1-\gamma) \log V - \log N. \quad (15)$$

Esto es posible por rendimientos constantes.

$$\log \frac{H}{N} = \gamma \log \frac{U}{N} + (1-\gamma) \log \frac{V}{N}. \quad (16)$$

Retomando la función de contratación se encuentra que en estado estacionario la tasa de salida es igual y constante, reescribiendo la ecuación:

$$cte = \gamma \log \frac{U}{N} + (1-\gamma) \log \frac{V}{N}. \quad (17)$$

De esta manera se encuentra que la tasa de desempleo y la tasa de vacantes tienen relación inversa.

Análisis de estacionariedad de las series

Los métodos de estimación que se usan habitualmente en economía aplicada suponen que las medias y varianzas de las series temporales son constantes e independientes del tiempo (estacionalidad), es decir, que tienen momentos de primer y segundo

orden finitos y que no varían en función del tiempo. Este es el concepto de estacionalidad de una serie. La serie debe cumplir tres propiedades:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= E(Y_{t+m}) = \mu_1 \quad [\Omega] \\ \text{Var}(Y_t) &= \text{Var}(Y_{t+m}) = \mu_2 \quad [\Omega] \\ \text{Cov}(Y_t, Y_{t'}) &= \text{Cov}(Y_{t+m}, Y_{t'+m}) = \mu_k \quad [\Omega, \end{aligned}$$

con μ_1, μ_2 , y μ_k constantes a lo largo del tiempo. Las dos primeras propiedades tienen que ver con la estacionalidad en media y en varianza respectivamente, y la tercera con el hecho de que la covarianza entre dos períodos diferentes sólo depende del lapso transcurrido entre ellas.

Sin embargo, el supuesto de estacionalidad no se cumple por un gran número de series temporales de tipo económico. Las variables cuyas medias y varianzas cambian a lo largo del tiempo se dice que son no estacionarias, o con raíces unitarias. Utilizar métodos clásicos como MCO para estimar relaciones entre variables no estacionarias produce inferencias erróneas.

Una herramienta útil para establecer si el PGD de las series es estacionario (ruido blanco, estacionario en media o en tendencia y procesos autorregresivos) o no (paseo aleatorio con deriva o sin ella) es el test de Dickey y Fuller aumentado, que permite verificar la existencia de raíces unitarias.

Siguiendo a Davinson y Mckinnon (1993), la práctica más frecuente enfrenta inicialmente dos tipos de PGD:

$$Y_t = \sigma_1 + Y_{t-1} + U_t \quad (\text{Paseo aleatorio con deriva}), \quad (18)$$

$$Y_t = \nu_1 + \nu_2 t + U_t \quad (\text{Estacionario en tendencia lineal}) \quad (19)$$

En ambos modelos la perturbación aleatoria sigue un proceso ruido blanco. Los modelos se anidan en:

$$Y_t = \nu_1 + \nu_2 t + \nu_t; \quad \nu_t = \gamma \nu_{t-1} + U_t$$

Haciendo los respectivos cálculos se llega a la siguiente ecuación:

$$Y_t = \gamma Y_{t-1} + \delta_0 + \delta_1 t + U_t, \quad (20)$$

$$\delta_0 = \nu_0 + 1 - \gamma, \quad \nu_1, \quad (21)$$

$$\delta_1 = 1 - \gamma, \quad \nu_1. \quad (22)$$

Restando Y_{t-1} a ambos lados de la ecuación (20) se llega a la ecuación utilizada en el test de Dickey y Fuller:

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \delta_0 + \delta_1 t + U_t \quad (23)$$

con $\tau = \alpha - 1$

Las hipótesis que manejan el contraste son:

$$\begin{cases} H_0: \text{Proceso no estacionario} \\ \quad (\text{Raíz Unitaria}) \\ H_a: \text{Proceso estacionario} \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_o : \tau = 0 \\ H_a : \tau < 0 \end{cases}$$

Hay varios aspectos que deben tenerse en cuenta cuando se realiza el contraste de $\tau = 0$ (raíz unitaria). En primer lugar, la ecuación del test es un modelo general que anida tres familias de PGD: paseos aleatorios, estacionarios autorregresivos y no autorregresivos. Específicamente existen ocho modelos anidados en la ecuación (23) los cuales se ilustran en el Cuadro 1.

Si de entrada no se rechaza $H_o : \tau = 0$, no quedan dudas sobre la existencia de raíz unitaria. Debido a la poca potencia del test, el rechazo de H_o es confiable; es al no rechazo al que se debe prestar especial atención (Enders, 2000).

Aunque lo que resalta del contraste a primera vista es la prueba de $\tau = 0$, no debe olvidarse que si no se rechaza $H_o : \tau = 0$ se pasa a un contraste con-

dicionado puesto que $\tau = 0$ implica $\beta_1 = 0$ si se recuerda la expresión (22). Este contraste también puede efectuarse como una hipótesis conjunta $H_o : \tau = 0, \beta_1 = 0$ utilizando una razón F cuyos valores críticos también fueron tabulados por Dickey y Fuller. El contraste condicionado $\beta_1 = 0 / \tau = 0$ se debe efectuar con valores diferentes configurando una distribución empírica de τ_{β_1} para $(\beta_o, \beta_1, \tau) = (\beta_o, 0, 1)$ en $\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_o + \beta_1 t + U_t$. Los valores pueden consultarse en distintos textos de econometría; por ejemplo, véase Novales (1993), Tabla A15.

Si $t_{\beta_1} > \tau_{\beta_1}$ la regla de decisión es rechazar la hipótesis nula, siendo ésta:

$$H_o : \beta_1 = 0 / \tau = 0$$

$$H_a : H_o \text{ falsa}$$

En caso de rechazar la $H_o : \beta_1 = 0 / \tau = 0$ se vuelve a realizar la prueba $\tau = 0$ utilizando la distribución normal estándar. Si en esta etapa se rechaza $H_o : \tau = 0$, el test concluye que no existe raíz unitaria aunque en la primera etapa no

Cuadro 1. Modelos anidados en el test de Dickey Fuller ampliado

Parámetro				Raíz unitaria	Proceso generador de datos
δ_0	δ_1	γ	$\chi \mid \gamma \mid 1 \mid$		
0	0	1	0	sí	Paseo aleatorio simple
$\neq 0$	0	1	0	sí	Paseo aleatorio con deriva
0	0	$>0, <1$	$<0, >-1$	no	Autorregresivo simple (AR(1))
$\neq 0$	0	$>0, <1$	$<0, >-1$	no	Autorregresivo con constante
$\neq 0$	$\neq 0$	$>0, <1$	$<0, >-1$	no	AR(1) con constante y tendencia
0	0	0	1	no	Ruido blanco
$\neq 0$	0	0	1	no	Estacionario en media
$\neq 0$	0	0	1	no	Estacionario en tendencia

Fuente: Elaboración del autor

se hubiese rechazado. Si se rechaza $H_0: \tau = 0$, se concluye raíz unitaria.

Si por el contrario no se rechaza $H_0: \beta_1 = 0/\tau = 0$ se impone esta restricción y se pasa a la etapa siguiente donde la ecuación del test es:

$$\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_0 + U_t. \quad (24)$$

Se prueba $H_0: \tau = 0$, con los valores Davidson y Mackinnon (1993). Si se rechaza la $H_0: \tau = 0$, se concluye que no hay raíz unitaria. Si no se rechaza esta hipótesis se realiza el test condicional $H_0: \beta_0 = 0/\tau = 0$, utilizando una distribución empírica diferente $\tau_{\alpha\mu}$ para $(\beta_0, \tau) = (0, 1)$. Los valores para esta prueba pueden consultarse en Novales (1993), Tabla A13. Si $t_{\beta_0} > \tau_{\alpha\mu}$ se rechaza la hipótesis de raíz unitaria.

Si se rechaza se realiza el test sobre $\tau = 0$ utilizando la distribución normal estándar. Si se llegare a rechazar $H_0: \tau = 0$, el test concluye que no hay raíz unitaria. Si no se rechaza tendríamos raíz unitaria.

De nuevo si la $H_0: \beta_0 = 0/\tau = 0$, no se rechaza, se impone la restricción a la ecuación del test, pasando a la última etapa:

$$\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + U_t \quad (25)$$

Se prueba en esta etapa $H_0: \tau = 0$. Utilizando los valores de Davidson y Mackinnon (1993) se toma la regla de decisión. Si no se rechaza concluimos que Y_t tiene raíz unitaria y si por

el contrario se rechaza tenemos que no hay raíz unitaria. Esta es la última etapa del test.

Es necesario anotar que Dickey y Fuller desarrollaron tres pruebas adicionales tipo F:

$$\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_0 + U_t \rightarrow H_0: \beta_0 = \tau = 0$$

Prueba Φ_1 ,

$$\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 t + U_t \rightarrow H_0: \beta_0 = \beta_1 = \tau = 0$$

Prueba Φ_2 ,

$$H_0: \beta_1 = \tau = 0,$$

$$\text{Prueba } \Phi_3$$

Los tres estadísticos son construidos con el esquema tradicional de las pruebas tipo F:

$$F_i = \frac{SCR_R - 1 \cdot SCR_{NR}}{SCR_{NR} / (t - k)}, \text{ donde:}$$

r: Número de restricciones,

t: Número de observaciones,

k: Número de parámetros del modelo no restringido.

La utilidad de estos estadísticos es verificar las decisiones a las que se llega mediante los test condicionados sobre las tendencias deterministas, tanto $\beta_1 = 0/\tau = 0$ como $\beta_0 = \tau = 0$. En el primer caso se utiliza Φ_3 y en el segundo Φ_1 . Si el valor de F_i es mayor que los valores críticos² que tabularon Dickey y Fuller, se rechaza la hipótesis nula; en caso contrario, no hay rechazo.

2. Véase Tabla C, Enders (1995) Pág. 421: *Empirical distribution of Φ_1* .

Análisis de estacionalidad: Colocados. Al efectuarse el test ADF sobre la serie Colocados se encuentra de entrada que no existe raíz unitaria puesto que la regla de decisión es rechazar H_0 si $t_t < DM^*$, donde DM^* corresponde a los valores críticos de Davidson y Mackinnon (ver Anexo 1). En este punto concluye el test puesto que, como dice Enders (2000), es al no rechazo al que hay que colocarle especial atención, de modo que si se rechaza el test termina allí y no hay necesidad de pasar a otras etapas. Sin embargo, si se desea hacer un examen sobre las tendencias deterministas se efectúa el test condicionado $H_0: \beta_1 = 0/\tau = 0$. Como el $t_{\beta_1} = 0.829$ es menor que los

$$\text{valores } \tau_{\beta_1} \begin{cases} 3.60 & (0.01) \\ 2.81 & (0.05) \\ 2.38 & (0.10) \end{cases}$$

no rechazo la hipótesis nula. A esta conclusión también se llega con el estadígrafo Φ_3 (0.66) el cual es menor que los valores críticos de la distribución empírica Φ_3 , no rechazando la hipótesis nula. Luego al imponer esta restricción y pasar a la segunda etapa del test: $\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_0 + U_t$. Se encuentra que $t_t < DM^*$ por lo que se rechaza la hipótesis de raíz unitaria y el test termina en este punto según el esquema del profesor Enders (ver Anexo 2). De nuevo, si se quisiera hacer prueba sobre la otra tendencia

determinista se efectuará el test condicionado H_0 :

$$\beta_0 = 0/\tau = 0. \text{ Dado que } t_{\beta_0} \text{ (5.56)}$$

$$\text{es mayor que } \chi_{\gamma\pi} \begin{cases} 3.26 & (0.01) \\ 2.56 & (0.05) \\ 2.18 & (0.10) \end{cases}$$

se rechazaría la hipótesis nula. Con la prueba Φ_1 se rechaza la hipótesis nula y se confirma el anterior hallazgo, puesto que el valor del estadígrafo (31.62) es mayor que los valores críticos. Luego, siguiendo el esquema magistral del profesor Enders, al rechazar esta hipótesis se efectúa la prueba de $\tau = 0$ siguiendo una distribución normal. Con este esquema no hay raíz unitaria.

Análisis de estacionalidad: Inscritos.

Dado que $t\tau > DM^*$ no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria, por lo que debe pasarse a realizar el test condicionado $\beta_1 = 0/\tau = 0$ (ver anexo 3). Como $t_{\beta_1} = -0.06$ es menor que los valores

$$\chi_{\delta\chi} \begin{cases} 3.60 & (0.01) \\ 2.81 & (0.05) \\ 2.38 & (0.10) \end{cases}$$

no rechazo la hipótesis nula. Con el esquema de la prueba Φ_3 el valor del estadígrafo (0.00477) es menor que los valores críticos, no rechazando la hipótesis nula. Se impone la restricción y se pasa a la siguiente etapa: $\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_0 + U_t$. Como $t_t < DM^*$ no hay raíz unitaria y la prueba concluye aquí (Anexo 4). Si se desea comprobar la significancia del restante componente

determinista, se efectúa la prueba condicionada $\beta_o = 0/\tau = 0$. Como el $t_{\beta o}$ (3.82) es mayor que

$$\chi_{\gamma\pi} \begin{cases} 3.26 & (0.01) \\ 2.56 & (0.05) \\ 2.18 & (0.10) \end{cases}$$

se rechaza la hipótesis nula. Con la prueba Φ_1 el estadígrafo (14.1) es mayor que los valores críticos, por lo que se rechaza la hipótesis nula y se confirma el resultado al que se llega con el test condicional. Se pasa a probar $\tau = 0$ siguiendo una distribución normal. Con este esquema no hay raíz unitaria.

Análisis de estacionalidad: Vacantes. Dado que $t_{\tau} < DM^*$ se rechaza la hipótesis de raíz unitaria (ver Anexo 5). El test termina aquí. Sin embargo, si se quiere hacer pruebas sobre las tendencias deterministas debería pasarse a realizar el test condicionado $\beta_1 = 0/\tau = 0$. Con un $t_{\beta_1} = -2.28$ menor que los valores

$$\chi_{\delta\chi} \begin{cases} 3.60 & (0.01) \\ 2.81 & (0.05) \\ 2.38 & (0.10) \end{cases}$$

no se rechaza la hipótesis nula. A la misma conclusión se llega con la prueba Φ_3 ; el estadígrafo (5.4) es menor que los valores críticos, por lo que no se rechaza la hipótesis nula. Se impone la restricción y se pasa a la siguiente etapa: $\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_o + U_t$. Como los valores $t_{\tau} < DM^*$ se rechaza la hipótesis nula: no hay raíz unitaria (ver Anexo 6).

Si se quisiera pasar a probar la significancia del otro componente determinista, se pasa al test condicionado $\beta_o = 0/\tau = 0$. Puesto que $t_{\beta o}$ (3.73) es mayor que

$$\chi_{\gamma\pi} \begin{cases} 3.26 & (0.01) \\ 2.56 & (0.05) \\ 2.18 & (0.10) \end{cases}$$

rechaza la hipótesis nula. El test condicionado es apoyado por la prueba Φ_1 cuyo estadígrafo (13.95) es mayor que los valores críticos, por lo cual se rechaza la hipótesis nula. Pasaría a probar $\tau = 0$ siguiendo una distribución normal. Con este esquema no hay raíz unitaria. Se encuentra evidencia de que las tres series, colocados, inscritos y vacantes, no tienen raíz unitaria; por lo tanto, las series en cuestión son estacionarias. Una vez que se ha verificado la estacionalidad de las series, éstas se pueden incluir dentro del modelo de regresión al cual se le deben realizar los test de especificación defectuosa.

Estimación de la función de contratación. Como ya se había mencionado, la función de contratación al ser lineal homogénea en U y en V puede estimarse utilizando mínimos cuadrados ordinarios, en la cual la variable dependiente es el logaritmo de los colocados (LCOLOCADOS), que en este caso sería la Proxy de las contrataciones. Las variables explicativas, que son el logaritmo de los inscritos (LINSCRITOS), en este caso los demandantes de empleo eficaces;

el logaritmo de las vacantes (LVA-CANTES), y una variable tendencia (TEND) que captura la variable tiempo. Cuando se introduce la variable tiempo, el coeficiente del resto de variables explicativas representa la influencia neta de ellas sobre la variable dependiente habiendo eliminado el efecto de la tendencia. Es de anotar que esta práctica puede aceptarse sólo si la variable de tendencia es determinista y no estocástica;³ también se incluye una variable dicotómica que capta la estacionalidad del primer trimestre (T1). La razón para incluir esta última radica en la dinámica observada en el mercado laboral de la ciudad de Cali, que al igual que el nacional exhibe patrones estacionales. Es así como en el último trimestre de cada año aumentan las colocaciones con motivo de la temporada de Navidad y disminuyen para el primer trimestre del año como consecuencia de la temporalidad de estos puestos de trabajo. Como período de estudio se utiliza el comprendido entre el último trimestre de 1993 y el primero del año 2001. La función de contratación ampliada tiene la siguiente especificación:

$$\log H = \delta_1 + \delta_2 \log U + \delta_3 \log V + \delta_4 \text{tend} + \delta_5 T1 + u_t$$

Los resultados se consignan en el Cuadro 2.

Los parámetros estimados en este modelo corresponden a elasticidades, pues se trata de un modelo Log-Log. Los estimadores nos dicen la variación porcentual de los colocados ante variaciones porcentuales de los inscritos y las vacantes. El signo negativo del intercepto indica que se requiere de un mínimo nivel de las variables explicativas para que haya un nivel positivo de la variable dependiente. En este caso se requiere de al menos una vacante y un desempleado (inscrito) para que haya un colocado.

Teóricamente, aunque coexistan desequilibrios entre inscritos y vacantes (como ocurre durante todo el período pues de hecho existen en promedio dos inscritos por una vacante) se requiere del emparejamiento de una vacante y un desempleado para que exista una colocación. Al respecto, la hipótesis de que $\beta_2 + \beta_3 = 1$ no es rechazada por los datos (ver Anexo 8), es coherente con los rendimientos constantes a escala que exhibe la función. Como puede observarse, mediante la estimación se puede constatar que el emparejamiento de un desempleado y una vacante es relevante al momento de explicar el movimiento de las vacantes, suponiendo un estado estacionario.

El menor peso relativo de los inscritos dentro de la función se debe al des-

3. Si se encuentra que una serie posee una raíz unitaria (es no estacionaria) se puede concluir que dicha serie de tiempo presenta tendencia estocástica. Si esta no tiene raíz unitaria, la serie presenta una tendencia determinística.

Cuadro 2. Estimación para la función de contratación

$\log H = \beta_1 + \beta_2 \log U + \beta_3 \log V + \beta_4 tend + \beta_5 TI + u$	
Parámetros	Estimadores*
β_1	-4.012443 (0.084)
β_2	0.252146 (0.0149)
β_3	1.023454 (0.0001)
β_4	0.026813 (0.0000)
β_5	-0.279107 (0.0028)
FC	25.30855 (0.0000)
R^2 (%)	0.789448

Fuente: Anexo 7. *Entre () Niveles marginales de significación

Fuente: Elaboración del autor

equilibrio existente entre inscritos y vacantes, como en una situación de desempleo estructural, en la que se da una diferencia entre las cualificaciones requeridas por el aparato productivo y las presentes en los demandantes de empleo. De hecho y aunque no es objeto de este artículo, con base en la información del CIE se observan desequilibrios entre oferta y demanda en algunos sectores de la economía caleña. En unos se presenta una sobreoferta de individuos calificados (en el sentido de sobreeducación) que coexiste simultáneamente con sectores deficitarios de mano de obra calificada.

De otro lado se observa que las contrataciones durante el período de referencia aumentan un 2.9% en promedio

trimestral, mientras que en el primer trimestre disminuyen respecto a los demás trimestres en un 27%, lo cual es consecuente con la temporalidad de la mayoría de contrataciones del último trimestre del año.

En cuanto a la estabilidad de los parámetros se concluye mediante el test de Chow (tomando como punto de quiebre el cuarto trimestre de 1998) que la hipótesis de constancia estructural no es rechazada por los datos. Con un $R^2=0.79$, y teniendo en cuenta que el modelo pasa los tests de especificación defectuosa (ver pruebas sobre autocorrelación y normalidad de errores) se concluye que la anterior especificación es satisfactoria para la estimación de una función de contratación.

Conclusiones

Se encuentra que las series inscritas como proxy de la tasa de desempleo son estacionarias, es decir, no tienen raíz unitaria. Este hallazgo es crucial, pues el proceso estacionario presente en esta serie genera dudas sobre la posibilidad de que la tasa de desempleo en el período siga un proceso no estacionario (histéresis), lo cual controvierde los resultados de Arango y Posada (2001).

Claramente se observa la configuración de dos períodos de análisis: el primero desde 1993-1999 y el segundo entre 2000-2001. En el primer período, debido a la desaceleración pronunciada de la economía, se observa un regular desempeño de las principales variables agregadas del mercado de trabajo. Para el segundo período se comienza a observar un leve repunte en los indicadores del mercado laboral en razón de la tímida recuperación experimentada por la economía colombiana.

Para el período de referencia se encuentra que los salarios tanto ofrecidos como demandados experimentan un continuo descenso. En la actual coyuntura es crucial comprender que si han caído los salarios y aumentado el desempleo, el mercado se está ajustando vía cantidades, lo que cuestiona la política de flexibilización de salarios.

El aumento de los cesantes y su mayor participación dentro de la población desempleada durante el período de estudio refleja la desaparición de puestos de trabajo durante la crisis.

Como se menciona en el modelo teórico, la tasa de salida también depende no solo del desajuste U/V (desequilibrios entre desempleados y vacantes), sino también de la eficacia del proceso de búsqueda de los desempleados.

Respecto al primer punto la función de contratación evidencia la existencia de un desequilibrio en el mercado laboral de la ciudad de Cali. La desigualdad en el peso relativo de las vacantes y desempleados al momento de explicar el movimiento de la serie de colocados arroja evidencia de la no correspondencia entre los requerimientos del sector productivo y el capital humano que poseen los desempleados. Es claro que este desempleo estructural requiere de políticas educativas que busquen una integración de las instituciones de educación superior con la empresa privada. No puede seguir coexistiendo una academia y un sector empresarial desligados, toda vez que se requiere de la inserción exitosa de nuestros profesionales y técnicos en el aparato productivo. Es claro también que en esta vía es necesario un análisis pormenorizado de la calidad de la educación superior. No se puede seguir privilegiando la cantidad en términos de cobertura en detrimento de la calidad; es preciso analizar la calidad y sentido de pertenencia de cada uno de los planes de estudio dentro de las necesidades del país.

La eficacia con que los desempleados llevan a cabo la búsqueda es otra explicación del desajuste entre los desempleados y las vacantes.

El hecho de que los empresarios discriminan a los desempleados de larga duración, lleva a una desmoralización y al aumento de la ineficacia de los propios desempleados o a un aumento de la utilidad relativa de seguir desempleado. En este aspecto el CIE, al tener información sobre la necesidad de los empresarios, debe

seguir fortaleciendo las actividades de capacitación de los buscadores de empleo con miras a compensar la obsolescencia del capital humano tanto en los desempleados de larga duración como en la dotación de habilidades y destrezas a los individuos que empiezan a participar activamente en el mercado laboral.

Bibliografía

BRÍÑEZ, OLGA LUCÍA (2004); "DETERMINANTES DE LA TASA DE ENTRADA AL DESEMPLEO EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1988-2000" TESIS PARA OPTAR AL TÍTULO DE ECONOMISTA. UNIVERSIDAD DEL VALLE.

CASTELLAR, CARLOS ENRIQUE Y URIBE JOSÉ IGNACIO (2002); "ESTRUCTURA Y EVOLUCIÓN DEL DESEMPLEO EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1988-1998: ¿EXISTE HISTÉRESIS?", DOCUMENTOS DE TRABAJO, No 60, CIDSE, UNIVERSIDAD DEL VALLE.

DAVIDSON R., AND MACKINNON J. (1993); "*Estimation and inference in Econometrics*", New York, Oxford University Press.

Ender s, W (1995): "Applied Econometric Time Series", John Wiley & Sons.

Layard R., Nickell S and Jackman R. (1991), "*Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market*", Oxford University Press. Traducido como "Los resultados macroeconómicos del paro y el mercado de trabajo" (1994), Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, España.

Anexo 1

ADF Test Statistic	-4.952307	1% Critical Value*	-4.2826
		5% Critical Value	-3.5614
		10% Critical Value	-3.2138

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LCOLOCADOS)

Method: Least Squares

Date: 04/05/06 Time: 16:13

Sample(adjusted): 1994:1 2001:3

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCOLOCADOS(-1)	-0.550541	0.111169	-4.952307	0.0000
C	3.393526	0.645944	5.253591	0.0000
@TREND(1993:4)	0.004263	0.005141	0.829112	0.4141
R-squared	0.521214	Mean dependent var		0.052900
Adjusted R-squared	0.487015	S.D. dependent var		0.293299
S.E. of regression	0.210069	Akaike info criterion		-0.190995
Sum squared resid	1.235613	Schwarz criterion		-0.052222
Log likelihood	5.960417	F-statistic		15.24064
Durbin-Watson stat	2.029626	Prob(F-statistic)		0.000033

Anexo 2

ADF Test Statistic	-5.488030	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LCOLOCADOS)

Method: Least Squares

Date: 04/05/06 Time: 16:14

Sample(adjusted): 1994:1 2001:3

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCOLOCADOS(-1)	-0.497844	0.090715	-5.488030	0.0000
C	3.135443	0.562937	5.569795	0.0000
R-squared	0.509460	Mean dependent var		0.052900
Adjusted R-squared	0.492544	S.D. dependent var		0.293299

S.E. of regression	0.208934	Akaike info criterion	-0.231256
Sum squared resid	1.265948	Schwarz criterion	-0.138741
Log likelihood	5.584473	F-statistic	30.11848
Durbin-Watson stat	2.075859	Prob(F-statistic)	0.000007

Anexo 3

ADF Test Statistic	-3.499288	1% Critical Value*	-4.2826
		5% Critical Value	-3.5614
		10% Critical Value	-3.2138

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LINSCRITOS)

Method: Least Squares

Date: 04/05/06 Time: 16:15

Sample(adjusted): 1994:1 2001:3

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINSCRITOS(-1)	-0.452513	0.129316	-3.499288	0.0016
C	3.738439	1.024024	3.650736	0.0011
@TREND(1993:4)	-0.000463	0.006877	-0.067319	0.9468
R-squared	0.330340	Mean dependent var		0.049031
Adjusted R-squared	0.282507	S.D. dependent var		0.383066
S.E. of regression	0.324476	Akaike info criterion		0.678554
Sum squared resid	2.947966	Schwarz criterion		0.817327
Log likelihood	-7.517583	F-statistic		6.906127
Durbin-Watson stat	2.471539	Prob(F-statistic)		0.003647

Anexo 4

ADF Test Statistic	-3.781341	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LINSCRITOS)

Method: Least Squares

Date: 04/05/06 Time: 16:16

Sample(adjusted): 1994:1 2001:3

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINSCRITOS(-1)	-0.455297	0.120406	-3.781341	0.0007
C	3.753681	0.981391	3.824858	0.0006
R-squared	0.330231	Mean dependent var		0.049031
Adjusted R-squared	0.307136	S.D. dependent var		0.383066
S.E. of regression	0.318858	Akaike info criterion		0.614199
Sum squared resid	2.948443	Schwarz criterion		0.706715
Log likelihood	-7.520091	F-statistic		14.29854
Durbin-Watson stat	2.463161	Prob(F-statistic)		0.000722

Anexo 5

ADF Test Statistic	-4.481858	1% Critical Value*	-4.2826
		5% Critical Value	-3.5614
		10% Critical Value	-3.2138

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LVACANTES)

Method: Least Squares

Date: 04/05/06 Time: 16:17

Sample(adjusted): 1994:1 2001:3

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LVACANTES(-1)	-0.674802	0.150563	-4.481858	0.0001
C	5.273734	1.163545	4.532472	0.0001
@TREND(1993:4)	-0.008212	0.003598	-2.282727	0.0302
R-squared	0.429953	Mean dependent var		0.010647
Adjusted R-squared	0.389236	S.D. dependent var		0.219213
S.E. of regression	0.171318	Akaike info criterion		-0.598826
Sum squared resid	0.821795	Schwarz criterion		-0.460053
Log likelihood	12.28181	F-statistic		10.55939
Durbin-Watson stat	2.256923	Prob(F-statistic)		0.000383

Anexo 6

ADF Test Statistic	-3.727057	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LVACANTES)

Method: Least Squares

Date: 04/05/06 Time: 16:17

Sample(adjusted): 1994:1 2001:3

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LVACANTES(-1)	-0.574233	0.154071	-3.727057	0.0008
C	4.377536	1.172135	3.734669	0.0008
R-squared	0.323867	Mean dependent var		0.010647
Adjusted R-squared	0.300552	S.D. dependent var		0.219213
S.E. of regression	0.183334	Akaike info criterion		-0.492671
Sum squared resid	0.974732	Schwarz criterion		-0.400155
Log likelihood	9.636394	F-statistic		13.89095
Durbin-Watson stat	2.114644	Prob(F-statistic)		0.000835

Anexo 7

Dependent Variable: LCOLOCADOS

Method: Least Squares

Date: 04/17/06 Time: 15:07

Sample: 1993:4 2001:3

Included observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.012443	1.410675	-2.844343	0.0084
LINSCRITOS	0.252146	0.096984	2.599870	0.0149
LVACANTES	1.023454	0.216079	4.736474	0.0001
TEND	0.026813	0.004736	5.661043	0.0000
T1	-0.279107	0.084830	-3.290184	0.0028
R-squared	0.789448	Mean dependent var		6.192494
Adjusted R-squared	0.758255	S.D. dependent var		0.413687
S.E. of regression	0.203400	Akaike info criterion		-0.204685
Sum squared resid	1.117031	Schwarz criterion		0.024337
Log likelihood	8.274956	F-statistic		25.30855
Durbin-Watson stat	1.857939	Prob(F-statistic)		0.000000

Anexo 8

Wald Test:

Equation: Untitled

Null Hypothesis:	C(2)+C(3)=1		
F-statistic	2.260361	Probability	0.144331
Chi-square	2.260361	Probability	0.132723

Anexo 9

Chow Breakpoint Test: 1998:4

F-statistic	2.104518	Probability	0.103139
Log likelihood ratio	12.50856	Probability	0.028446

Anexo 10

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.041150	Probability	0.367859
Obs*R-squared	2.460411	Probability	0.292233

Test Equation:

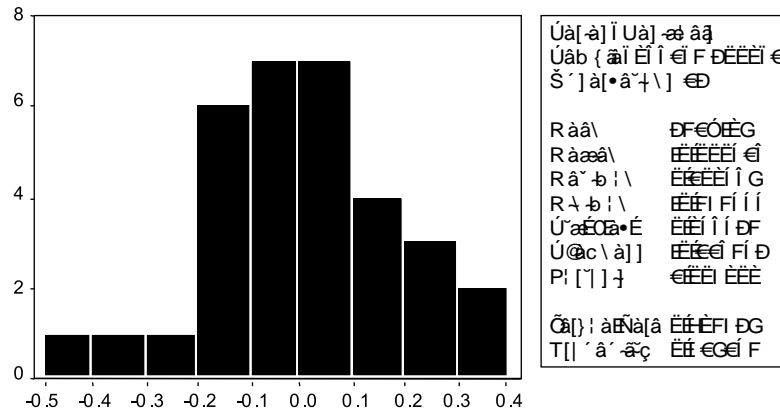
Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/05/06 Time: 16:47

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.527691	1.508292	-0.349860	0.7294
LINSCRITOS	-0.005379	0.098405	-0.054657	0.9568
LVACANTES	0.074119	0.231980	0.319504	0.7520
TEND	0.000253	0.004944	0.051156	0.9596
T1	0.008907	0.085134	0.104629	0.9175
RESID(-1)	-0.109687	0.224374	-0.488859	0.6292
RESID(-2)	0.281103	0.213315	1.317784	0.1995
R-squared	0.076888	Mean dependent var		2.43E-15
Adjusted R-squared	-0.144659	S.D. dependent var		0.189824
S.E. of regression	0.203091	Akaike info criterion		-0.159689
Sum squared resid	1.031145	Schwarz criterion		0.160940
Log likelihood	9.555028	F-statistic		0.347050
Durbin-Watson stat	1.640393	Prob(F-statistic)		0.904896

Anexo 11



Anexo 12

colocados	inscritos	vacantes	aspirantes	cesantes	ocupados	salprode	salprofe
97	853	1294	61	683	109	619721.72	629410.86
211	1721	1670	74	1428	219	591534.56	609551.48
397	1846	2870	172	1404	270	618333.34	599645.25
385	2087	2384	250	1576	261	631463.92	597311.09
396	1635	1837	192	1224	219	654945.65	688900.61
341	3054	2689	358	2451	245	603000.35	519897.12
533	3062	2000	321	2442	299	601771.26	557970.89
466	4316	2058	768	3214	334	597445.66	535216.07
487	2569	1815	538	1838	193	618922.62	544145.61
420	4786	2529	659	3812	315	576381.44	475616.35
767	5197	2300	754	4090	353	594068.85	499836.11
746	5195	2630	851	4111	233	592880.8	510156.87
477	3196	2339	539	2518	139	560295.34	548334.13
529	6084	2928	820	5044	220	531660.5	481478.66
714	5610	2570	1393	3916	301	534633.1	464827.27
714	6552	2812	1316	4883	353	535959.05	450281.89
575	5094	1812	1132	3715	247	534822.1	430625.08

Anexo 12 (Continuación)

colocados	inscritos	vacantes	aspirantes	cesantes	ocupados	salprode	salprofe
602	6085	2363	1009	4845	231	515069.1	429778.07
601	4932	1898	888	3806	238	493558.73	440121.71
467	4992	1510	1004	3784	204	504522.33	451680.99
312	2538	1380	447	2002	89	498928.08	446384.78
415	4900	1689	712	4227	115	494800.01	449446.8
522	5214	1887	773	4357	84	510408.83	470288.16
484	3750	1570	634	3028	88	493455.08	445768.23
570	3530	1701	654	2829	47	502363.95	430072.87
540	4234	1811	802	3394	38	476814.88	321432.58
699	3171	1706	638	2512	21	475297.99	325792.66
712	3953	2008	1105	2810	38	463801.11	324164.48
797	1912	1967	418	1473	21	486557.05	325212.17
569	2300	1902	466	2078	19	496235.39	413727.09
658	2600	1750	471	2238	47	485036.06	419531.74
500	3900	1800	769	3291	95	476689.99	419849.38

