

El mercado laboral urbano: empleo, desempleo y salario real en Colombia entre 1985 y 1996*

Carlos Esteban Posada y Andrés González[†]

Diciembre de 1997

Abstract

Se estimó un modelo neo-clásico del mercado laboral, con respuestas lentas o ajustes parciales, para el caso de la evolución del empleo, el desempleo transitorio (definido como la diferencia entre el desempleo total y el permanente) y el salario real en el conjunto de las siete principales ciudades colombianas entre 1985 y 1996. Los resultados son consistentes con el modelo supuesto y, en particular, muestran que el empleo y el desempleo transitorio son sensibles al salario real, y recíprocamente. Además, tanto el empleo como el desempleo transitorio y el salario real dependen simultáneamente de las tres variables exógenas incorporadas en el modelo: el producto, el costo de uso del capital y la población en edad de trabajar. En equilibrio, al cual tiende el mercado según el modelo, el desempleo transitorio es nulo, así que la tasa de desempleo se hace igual a la permanente o natural.

1. Introducción

Nota: referencia a Rincón y a Echeverry

*Este trabajo se basó parcialmente en Posada (1996).

[†]Investigador y asistente de investigación, respectivamente, de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los autores agradecen las ayudas de Marta Luz Henao, Carlos Eduardo Vélez y Norberto Rodríguez, así como los comentarios y críticas de Armando Montenegro, José Darío Uribe, Hernando Vargas y los asistentes a un seminario del Banco de la República.

En los últimos quince años la tasa de desempleo abierto urbano, relación entre desempleados y población económicamente activa en las siete principales ciudades, ha exhibido fluctuaciones en torno a niveles ubicados entre 9% y 13%. Las fluctuaciones han correspondido, *grosso modo*, a las de la actividad económica. Así, la tasa aumentó desde 9% a partir de 1982 hasta 14% aproximadamente en septiembre de 1985; en ese momento inició un descenso hasta alcanzar su nivel más bajo, en marzo de 1995, y posteriormente ha registrado un nuevo movimiento ascendente, al menos hasta mediados de 1997

¿Cuáles son las causas de los niveles y variaciones del desempleo? ¿Basta con observar su asociación con el movimiento cíclico de la economía para deducirlas y medir su efecto?

El presente documento resume un trabajo que trató de encontrar y medir algunas causas de los comportamientos coyunturales de los niveles del empleo y del desempleo urbano mediante la utilización de un modelo básico del mercado laboral. El informe comprende cinco secciones, la primera de las cuales es esta introducción; en la segunda sección se analizan algunos hechos macroeconómicos y del mercado laboral y se hace referencia a las estadísticas utilizadas en el análisis, en la tercera se presenta el modelo teórico, en la cuarta la estimación y los resultados econométricos, y en la quinta las conclusiones.

2. Características globales del mercado laboral

El gráfico 1 muestra el comportamiento de la tasa de desempleo (siete ciudades, según la encuesta de hogares del DANE) a lo largo de los últimos quince años, tal como se resumió en la introducción.

Aunque el gráfico es bastante ilustrativo, cabe una precisión a propósito de lo que puede mostrar. En efecto, el desempleo total tiene dos componentes, uno estructural o permanente, y otro cíclico o transitorio¹.

El desempleo permanente depende de las características tecnológicas de la economía, de las referidas a las capacidades y vocaciones de su fuerza laboral, del grado de información sobre oportunidades de empleo, de los costos de traslado geográfico de la población, de los costos de búsqueda de trabajo, de las oportunidades para sobrevivir sin trabajar y de varios otros elementos que conducen a establecer niveles mínimos de salario real o “salarios de reserva” por debajo

¹Tanto estos términos como otros utilizados más adelante son los utilizados usualmente por los economistas y no necesariamente tienen las acepciones usuales entre estadísticos o econométricos.

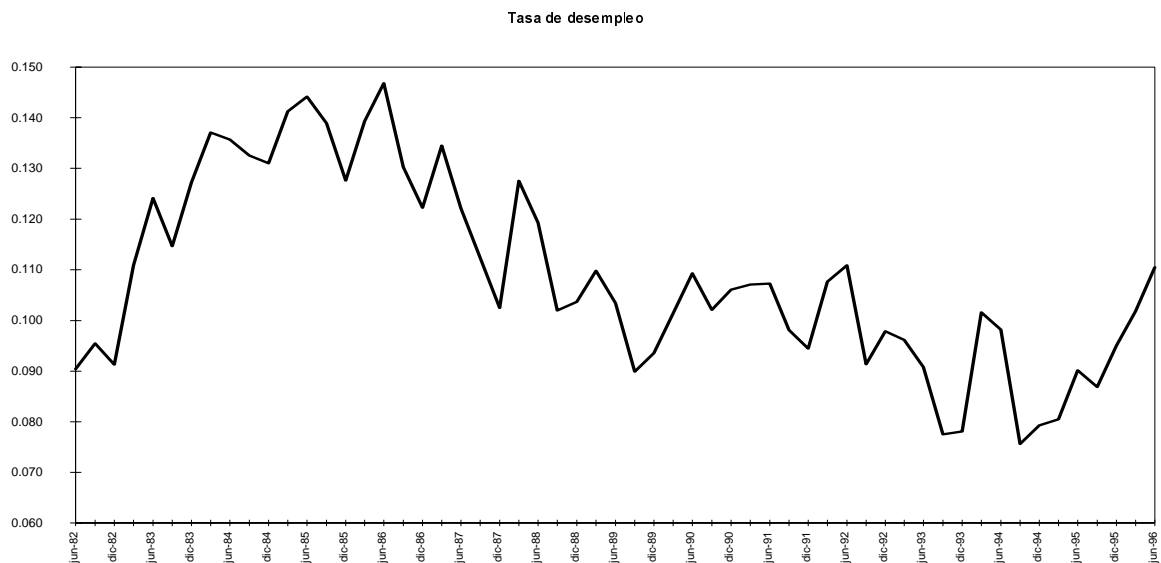


Figure 2.1:

de los cuales diferentes miembros de la población activa se resisten a aceptar un trabajo mientras persisten en buscar otro. Así, el desempleo permanente incluye las categorías de desempleo estrictamente voluntario, friccional, de búsqueda y el asociado a las incoherencias entre el perfil de los puestos vacantes y el perfil vocacional y educativo de los desocupados.

Esta tasa estructural puede ser entendida como un desempleo de equilibrio o desempleo “natural” de la economía, en un sentido que recuerda al aclarado por Milton Friedman cuando se refirió a la tasa natural como aquella tasa de desempleo que se observaría gracias a un comportamiento flexible de los salarios y precios y en ausencia de ilusión monetaria y errores sistemáticos de previsión acerca de los niveles de precios. Más aún, en vista de la existencia de impuestos

a la nómina y de otros costos y beneficios laborales permanentes consignados en la legislación laboral (que se traducen en mayores niveles medios del salario real pagado por el empresario) y en vista de que el Estado fija niveles mínimos al salario nominal y al salario devengado en el sector público con reajustes anuales por inflación se puede considerar que la tasa natural o estructural de desempleo supera aquella tasa que sería natural sin tal intervención².

En todo caso, dados los factores permanentes de desempleo, se puede considerar que el “pleno empleo”, desde el punto de vista de las políticas macroeconómicas de estabilización y contra-cíclica, implica aquella situación en la cual la tasa de desempleo observada es similar a la tasa permanente, siendo esta irreductible mediante política macroeconómica.

En ese sentido preciso y restringido se considera, a lo largo del presente trabajo, que el equilibrio macroeconómico del mercado laboral se alcanza cuando las tasas observada y permanente coinciden³.

El otro componente del desempleo es el transitorio o cíclico, que depende de la magnitud de aquellos factores variables de corto plazo del mercado laboral. Algunos de estos, no todos, se asocian, a su vez, a variables macroeconómicas.

Este trabajo tuvo en cuenta esta división y se concentró en el análisis del desempleo transitorio. Por esta razón el análisis econométrico solo utilizó factores estrictamente variables determinantes del desempleo transitorio, omitiendo los factores causantes del desempleo permanente.

El siguiente gráfico muestra que en los últimos quince años el desempleo permanente, medido a partir de las tasas observadas de desempleo y utilizando el filtro de Hodrick-Prescott, ha oscilado entre 9% y 13%⁴.

²Véase Johnson y Layard (1986).

³Así, para nuestros propósitos son equivalentes los conceptos de tasa natural de desempleo y tasa compatible con la estabilización de la inflación (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment, NAIRU*, como la prefieren llamar los académicos neo-keynesianos de Estados Unidos). Sobre los alcances empíricos actuales de este concepto véanse los artículos del simposio *La tasa natural de desempleo* publicados en *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, No. 1 (1997). También conviene aclarar que la igualdad entre las tasas observada y natural de desempleo es apenas una de las condiciones necesarias (no suficientes), entre otras, de la estabilización de la inflación (Phelps y Zoega 1997).

⁴Ni siquiera la tasa natural de desempleo puede considerarse una magnitud constante en el tiempo. Sobre este asunto, y las formas actuales de medirla, entre ellas la de estimarla por el componente permanente de la tasa observada de desempleo mediante el filtro de Hodrick-Prescott, véase Rogerson 1997. En esta versión no procedimos a desestacionalizar las series de empleo y desempleo; en una futura versión desestacionalizaremos las series a fin de verificar si los resultados son sensibles a tal procedimiento.

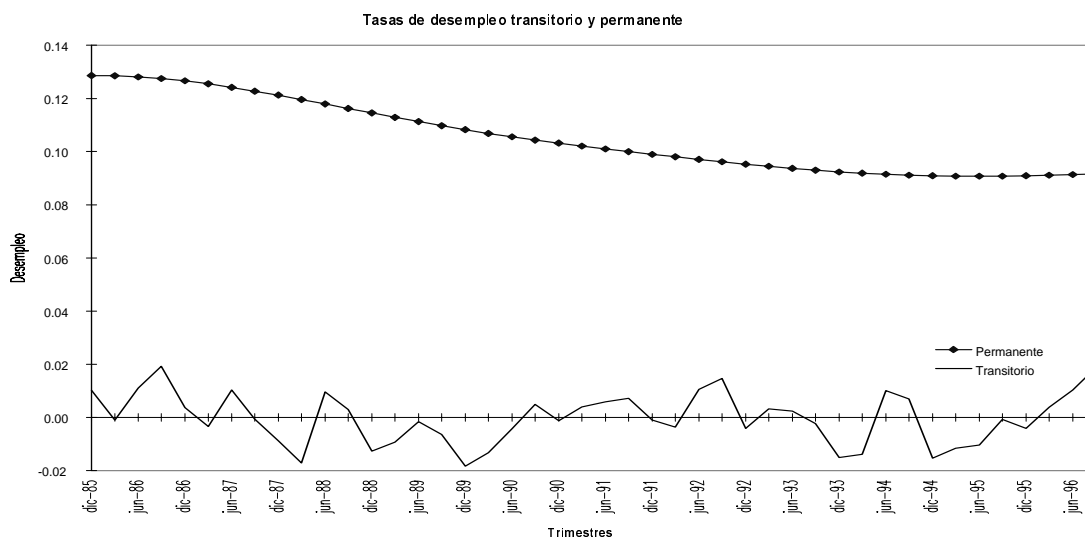


Figure 2.2:

Por su parte el desempleo transitorio, o diferencia entre el desempleo observado y el permanente, ha oscilado entre 2% y -2%. Su comportamiento depende de cambios de las variables exógenas que inciden en el mercado laboral y de la velocidad de ajuste del mercado ante eventuales desequilibrios⁵.

Una variable básica del mercado laboral asociada a la determinación del nivel

⁵Lo que estamos afirmando sobre desempleo natural o estructural y transitorio, cíclico o de desequilibrio es radicalmente diferente a lo que tradicionalmente se ha entendido en Colombia al respecto. Por ejemplo, en el capítulo 4 del Informe de la Misión Chenery (1986, pp. 9 y 10) se afirmó que para el primer semestre de 1986 la tasa observada de desempleo oscilaba entre 14% y 15%, y que se podía descomponer en una tasa estructural de 7.5% a 8.5% (que era considerada como “un piso”) y un desempleo cíclico de 6% o 7% (que debía atribuirse a “insuficiencias de demanda” en el mercado de bienes).

de empleo es el salario real, como se verá en la sección 3. El salario real urbano colombiano permaneció relativamente estable desde 1982 hasta principios de los años noventa; desde entonces el salario real ha presentado un crecimiento casi sostenido. La magnitud de este incremento depende del índice de precios con el cual se deflacte el salario. Entre mediados de 1982 y mediados de 1992 el salario real calculado con el índice de precios al productor (IPP) fue más bajo que el correspondiente al calculado con el índice de precios al consumidor (IPC); desde mediados de 1992 esta situación se ha invertido. Lo anterior está asociado a un aumento de la relación entre el IPC y el IPP, y en particular al aumento de la relación entre precios de bienes no comercializables internacionalmente y bienes altamente comercializables tales como innumerables productos agropecuarios y los de origen industrial.

Así, por ejemplo, el índice de precios de los bienes y servicios comercializables incluidos en el IPC creció 13% en el período enero - septiembre de 1995 y 14.7% en similar período de 1996, es decir a tasas parecidas a las de crecimiento del IPP (13% y 12% respectivamente), mientras que el índice de precios de bienes y servicios no comercializables del IPC creció en 18.5% y 20.4% en iguales períodos⁶.

Puesto que el salario real calculado con el IPC es la magnitud que más se acerca al concepto de salario real de interés para los trabajadores-oferentes de fuerza laboral, ya que mide el poder de compra de su salario nominal, en tanto que el salario real estimado con el IPP se relaciona con el concepto de salario real pertinente a los empresarios-demandantes de trabajadores (al menos a los empresarios que producen los bienes incorporados en la canasta del IPP), el trabajo econométrico utilizó como variable que mide el salario real la relación entre el salario nominal y el promedio de los dos índices de precios.

Cabe agregar que el traslado de algunos empleados del régimen antiguo al de salario integral debió ocasionar un aumento aparente de su salario nominal (en compensación por aceptar dicho traslado); sin embargo, esto casi no pesa en la cifra de salario que utilizamos, que es un promedio ponderado (y que en junio de 1996 ascendió solo a \$336.936), en vista de que la inmensa mayoría de asalariados (cuyos salarios son inferiores a diez salarios mínimos) quedó cobijada por el régimen antiguo. Además, de la observación del gráfico que muestra la tasa de crecimiento del salario nominal se puede deducir que la norma que eliminó la retroactividad de la cesantía no condujo a una alteración significativa de la variable que utilizamos como indicativa del salario nominal.

⁶ *Indicadores de coyuntura económica* (DNP), Vol. 1, No. 3, cuadro 3-1, p.57.

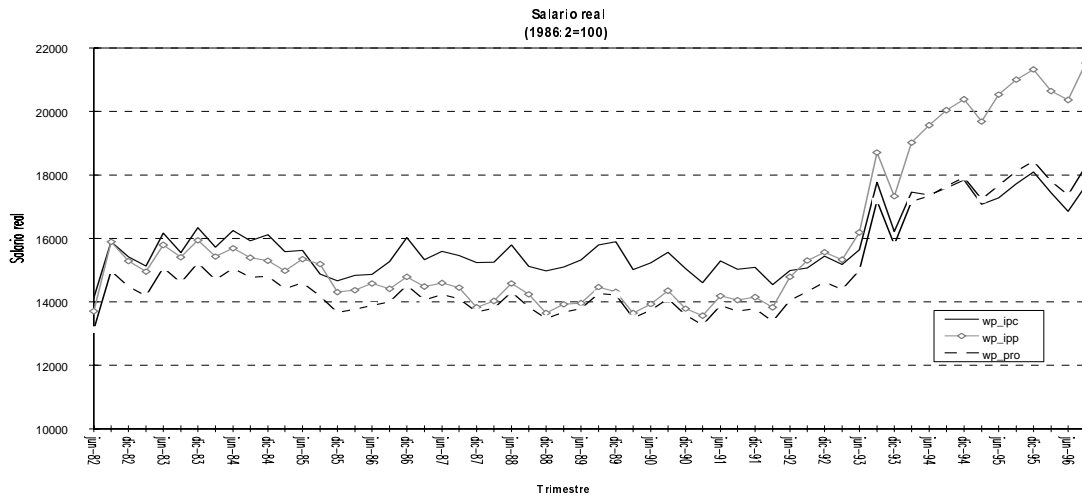


Figure 2.3:

Otra variable importante que incide sobre el nivel y el comportamiento del empleo es el costo de uso del capital, en términos reales, uno de cuyos componentes es la tasa de interés real. La serie utilizada del indicador estadístico del costo de uso del capital fue tomada del trabajo de Cárdenas y Olivera (1995). Nosotros utilizamos la serie calculada teniendo en cuenta el incremento de los precios de los bienes de capital extranjeros y la relación entre el IPP nacional y el precio de estos bienes de capital⁷.

⁷El costo de uso del capital calculado por Cárdenas y Olivera es el precio del alquiler del capital ajustado por impuestos, tal como fue estimado inicialmente por Hall y Jorgenson en 1967. Este se define como: $F_K = \frac{q}{p} \left[r + \delta - \frac{\dot{q}}{q} \right] \frac{1+tv+tm}{1-ty}$ donde F_K es la productividad marginal del capital, q el precio del bien de capital, p el precio del producto, r la tasa de interés, δ la

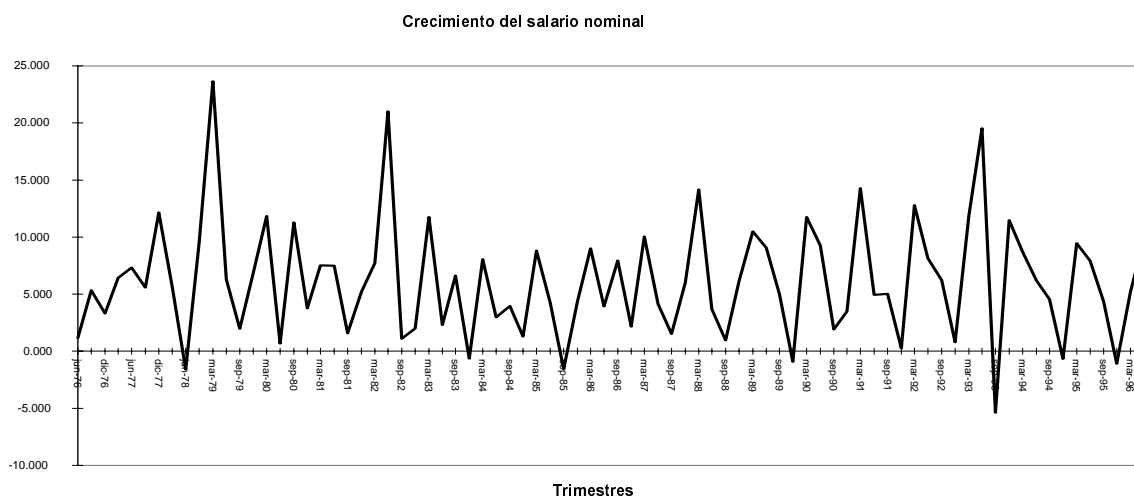


Figure 2.4:

El costo de uso del capital ha presentado una tendencia creciente a lo largo del período utilizado en nuestro análisis: ha pasado de -6% anual a principios de los ochentas a 6% aproximadamente a mediados de 1996.

Como se apreciará en las siguientes secciones, las mencionadas evoluciones del salario real y del costo de uso del capital, conjuntamente con la evolución del producto global, han incidido en los comportamientos del empleo y del desempleo, en tanto que estas últimas variables también han influido sobre el propio salario

tasa de depreciación, tv , tm , ty son los impuestos a las ventas, a las importaciones y a la renta respectivamente. En este artículo se considera \dot{q}/q como la tasa esperada de aumento del precio del bien de capital importado en lugar de otras medidas de inflación, y se estima p con el índice de precios al productor.

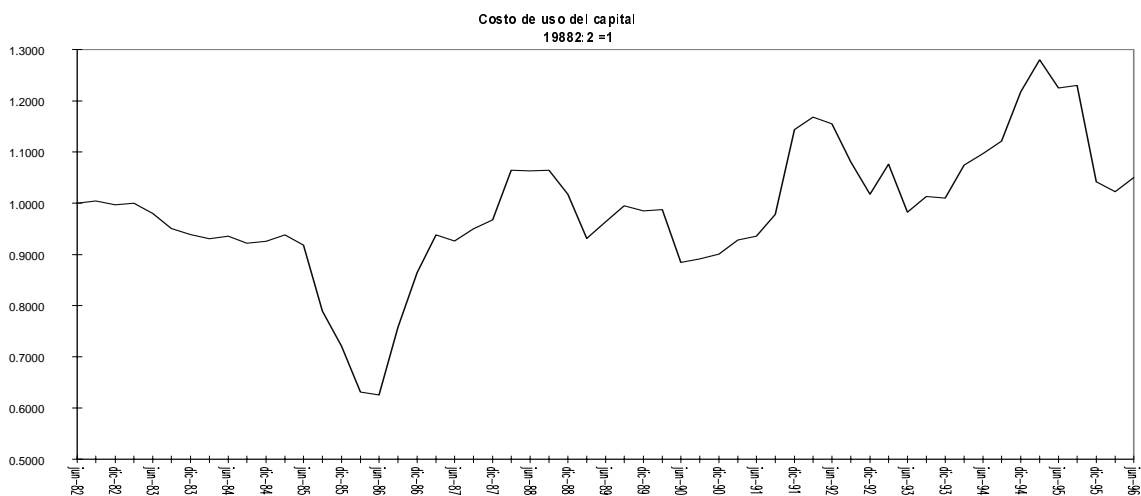


Figure 2.5:

real.

3. El modelo teórico

El modelo que se expone a continuación es un modelo neo-clásico simple de oferta y demanda con dos agentes representativos: el empresario, demandante de trabajadores, y el trabajador, oferente de fuerza laboral. A un nivel dado de salario real una fracción de la fuerza laboral (“poseída por el trabajador representativo”) se lanza al mercado. Esta será llamada la “oferta de trabajo”⁸.

⁸Sobre el alcance y las limitaciones del modelo básico en general y la oferta laboral en particular, véase Johnson y Layard (1986).

El modelo implica que el empleo y el salario real se determinan de forma simultánea en el mercado laboral, en el cual los excesos o defectos de la demanda frente a la oferta laboral tienden a reducirse hasta que la tasa de desempleo se ajusta a su nivel estructural o natural. La incidencia del salario real en la demanda y en la oferta laboral y su flexibilidad (flexibilidad relativa, ya que existe un piso a la caída del salario real) en plazos medios o largos permiten el mencionado ajuste.

De manera concreta, suponemos que el empresario representativo somete su programa de minimización de costos a una restricción tecnológica o función de producción. La solución a este problema de minimización, cuando la función de costos de producción (CO) se asocia la tecnología de producción Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, es de la forma:

$$CO(W_t, R_t, Z_t) = KW_t^\alpha R_t^{(1-\alpha)} Z_t$$

Siendo K una constante, W el salario real, R es el costo de uso del capital, Z el nivel del producto real y α la elasticidad del costo al salario real ($0 \leq \alpha \leq 1$).

Por el Lema de Sheppard se sabe que la demanda por trabajo estará dada por:

$$L^{d*}(W_t, R_t, Z_t) = \frac{\partial CO(W_t, R_t, Z_t)}{\partial W_t} = K\alpha \left(\frac{W_t}{R_t}\right)^{\alpha-1} Z_t$$

Esta ecuación muestra que el empresario demanda mayor cantidad de trabajo en la medida en que el precio del trabajo con respecto al costo de uso del capital sea menor (salvo en el caso particular de $\alpha = 1$)⁹. De esta forma un aumento de 1% en los salarios, *ceteris paribus*, genera una disminución en el empleo de $(1 - \alpha)\%$; de igual forma, un aumento del costo de uso del capital de 1% implica, *ceteris paribus*, un aumento en la cantidad demandada de trabajo de $(1 - \alpha)\%$.

Los costos de contratación y de información, la disponibilidad rezagada de esta para la toma de decisiones y los impedimentos legales para el despido implican que el ajuste de la demanda laboral a su nivel óptimo (sobretudo en su segmento formal) no se hace de manera instantánea¹⁰. Esto se puede expresar mediante un

⁹Sobre la teoría de la demanda condicionada de factores, véase Varian 1992. Evidencia previa de sustituibilidad entre capital y trabajo en Colombia se encuentra en el trabajo de Cárdenas y Gutiérrez de 1996 citado por Lora y Henao (1997).

¹⁰Implícitamente se está suponiendo que los empresarios consideran que los movimientos en los precios relativos son permanentes. La estructura del modelo no permite incorporar las diferencias entre expectativas de cambios transitorios y permanentes; para tal efecto sería necesario utilizar un modelo dinámico. Con todo, en un economía con restricciones de liquidez no es absurdo suponer que los empresarios reduzcan el empleo ante aumentos en el salario real aún si son juzgados transitorios.

mecanismo de ajuste parcial como el siguiente¹¹:

$$\left(\frac{L_t^d}{L_{t-1}^d} \right) = \left(\frac{L_t^{d*}}{L_{t-1}^d} \right)^{1-\delta} e^{u_t}$$

Siendo u_t el término de error (de media nula y varianza constante). Combinando la demanda de empleo óptima con el proceso de ajuste parcial anterior se tiene que¹²:

$$L_t^d = \left\{ K\alpha \left(\frac{W_t}{R_t} \right)^{\alpha-1} Z_t \right\}^{1-\delta} L_{t-1}^\delta$$

Tomando logaritmos a ambos lados se llega a la siguiente expresión:

$$l_t^d = (1 - \delta) \{k + (\alpha - 1)(w_t - r_t) + z_t\} + \delta l_{t-1}$$

donde las variables en minúsculas representan los logaritmos de las variables en mayúsculas y k el logaritmo de $K\alpha$. La expresión anterior implica que los empresarios, ante cambios en los precios relativos, ajustan en el mismo período el empleo en una proporción $(1 - \delta)$ de aquella variación total del empleo que corresponde al cambio, en una unidad, de los precios relativos $(\alpha - 1)(w_t - r_t)$ o del producto (z_t) .

Por su parte, la derivación de la función de oferta laboral es igualmente neoclásica. Suponemos que el consumidor-trabajador representativo maximiza su utilidad, dependiente del consumo y del ocio, con sujeción a la restricción estándar (consumo igual al ingreso laboral).

La utilidad del agente se representa mediante una función CES con retornos a escala constantes, así:

$$U(C_t, \varphi_t) = \left[\gamma C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \gamma) \varphi_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

¹¹Véase Johnston 1984. Cabe aclarar que la hipótesis de ajuste parcial es un manera simple y rápida, pero *ad hoc*, de lograr algo que se podría alcanzar alternativamente con un modelo de optimización intertemporal que incluyese de manera explícita costos de ajuste de la demanda laboral existente a la deseada (pero también habría que tener alguna idea razonable acerca de tales costos de ajuste).

¹²En las siguientes ecuaciones no se tiene en cuenta el término de error propio a modelos estocásticos.

donde σ ($\sigma \geq 0$) es la elasticidad de sustitución entre el ocio (φ_t) y consumo (C_t) y γ es un parámetro de distribución, $0 \leq \gamma \leq 1$. La oferta de trabajo depende entonces de la solución al siguiente problema de optimización:

$$MaxU(C, \varphi) = \left[\gamma C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\gamma) \varphi_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

Sujeto a:

$$pC_t = W_t(1 - \varphi_t)$$

Las condiciones de primer orden de la maximización son:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\gamma C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\gamma) \varphi_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}-1} \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) \gamma C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} - \lambda = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \varphi} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\gamma C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\gamma) \varphi_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}-1} \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) (1-\gamma) \varphi_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} - w_t \lambda = 0$$

Luego de eliminar el multiplicador λ se tiene que:

$$\gamma C_t^{-\frac{1}{\sigma}} = \frac{1}{W_t} (1-\gamma) \varphi_t^{-\frac{1}{\sigma}}$$

Dado que $C = W(1 - \varphi)$ se llega a:

$$\left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \right)^{\sigma} w^{\sigma-1} = \frac{1-\varphi_t}{\varphi_t}$$

Cuando $\sigma = 1$ se tiene que $\frac{1-\varphi}{\varphi} = \frac{\gamma}{1-\gamma}$, lo cual implica que si la elasticidad de sustitución entre ocio y consumo es constante e igual a uno (función de utilidad Cobb-Douglas) la relación entre trabajo ($1-\varphi$) y ocio (φ) es constante e igual a $\frac{\gamma}{1-\gamma}$. Nosotros suponemos, adicionalmente, que la relación entre trabajo y ocio corresponde, para efectos del presente trabajo, a la siguiente igualdad:

$$\frac{1-\varphi_t}{\varphi_t} = \frac{O + (D - DN)}{DN + PI} = \frac{PEA_t(1 - dn_t)}{(DN + PI)_t}$$

donde O es el número de ocupados, D el número de desocupados, DN es el desempleo natural, PI es la población inactiva y dn_t es la tasa natural de desempleo.

Utilizando la anterior hipótesis en el modelo se llega a la siguiente ecuación:

$$\frac{PEA_t(1 - dn_t)}{(DN + PI)_t} = \left(\frac{\gamma}{1 - \gamma} \right)^\sigma W_t^{\sigma-1}$$

Así que:

$$PEA_t(1 - dn_t) = (DN + PI)_t \left(\frac{\gamma}{1 - \gamma} \right)^\sigma W_t^{\sigma-1}$$

Esta última ecuación implica que la oferta laboral, entendida como la suma del número total de los empleados y desempleados transitorios, depende (de forma positiva, nula o negativa) del salario real¹³, dada la suma de los desempleados permanentes y la población inactiva. Esta suma permite capturar indirectamente el componente exógeno de la oferta laboral (que aquí será entendido como la población en edad de trabajar, PET) ya que la suma del desempleo permanente más la población inactiva es igual a la población en edad de trabajar menos la oferta laboral¹⁴.

Al igual que en el caso del empresario-demandante de fuerza laboral, suponemos que el consumidor-oferente de esta recibe la información con rezago y, por lo tanto, reacciona con lentitud a cambios en el salario real. Esto se puede modelar

¹³La teoría neo-clásica cobija el caso de ofertas individuales de trabajo cuyas elasticidades frente al salario real pasan de valores positivos a negativos cuando asciende el salario (primero domina el efecto sustitución -más trabajo en detrimento del ocio- y luego el efecto ingreso -más ocio por causa del mayor ingreso laboral: López 1996, cap. I). Pero en el nivel agregado lo usual es suponer una elasticidad de sustitución constante (que puede ser compatible con alguna variación de la elasticidad de la oferta laboral al salario real, como nos lo aclaró Carlos Eduardo Vélez, pero en un rango positivo), por ejemplo, con una función de utilidad CES ó, en el caso de agentes heterogéneos, ordenarlos por sus salarios de reserva, de menor a mayor; en este último caso la función de oferta agregada tendrá siempre elasticidad positiva con respecto al salario real (Johnson y Layard 1986).

¹⁴Esta afirmación puede quedar más clara con la siguiente demostración. Sean:

$$(1) v = \frac{PEA(1 - dn)}{DN + PI} ;$$

$$(2) PEA(1 - dn) + DN + PI \equiv PET ; (2) \Rightarrow (3) DN + PI \equiv PET - PEA(1 - dn)$$

$$(3) \text{ en } (1) \Rightarrow (4) v = \frac{1}{\frac{PET}{PEA(1-dn)} - 1}$$

Ahora, (1) y (4) implican que:

$$\begin{aligned} \frac{dv}{d(DN + PI)} &= -[PEA(1 - dn)] \left(\frac{1}{DN + PI} \right)^2 \\ &= \frac{dv}{dPET} \end{aligned}$$

suponiendo que la oferta de trabajo se ajusta con lentitud a su nivel de equilibrio o que el salario real se ajusta con rezago al de equilibrio. De esta forma se tiene que:

$$\left(\frac{W_t}{W_{t-1}}\right) = \left(\frac{W_t^*}{W_{t-1}}\right)^{1-\theta} e^{v_t}$$

Siendo θ es el parámetro de ajuste y v_t el término de error. Este podría no ser igual a δ porque los oferentes y los demandantes no tienen acceso a la misma información, al menos de forma simétrica.

Despejando de la ecuación de oferta el salario real y reemplazando en la ecuación de ajuste parcial para el salario se tiene que:

$$w_t = (1 - \theta) \left\{ h + \frac{1}{\sigma - 1} l_t^s - \frac{1}{\sigma - 1} \log(DN + PI)_t \right\} + \theta w_{t-1}$$

$$\text{donde } h = -\left(\frac{\sigma}{\sigma - 1}\right) \log\left(\frac{\gamma}{1 - \gamma}\right); l_t^s = PEA_t(1 - dn_t)$$

Con todo lo anterior se puede expresar la forma estructural del modelo así:

$$\begin{aligned} l_t^d &= (1 - \delta) \{k + (\alpha - 1)(w_t - r_t) + z_t\} + \delta l_{t-1} \\ w_t &= (1 - \theta) \left\{ h + \frac{1}{\sigma - 1} l_t^s - \frac{1}{\sigma - 1} \log(DN + PI)_t \right\} + \theta w_{t-1} \\ l_t^d &= l_t^s \end{aligned}$$

4. Estimación y resultados

Para la estimación del modelo se emplearon cifras trimestrales (marzo, junio, septiembre, diciembre) desde 1985:3 a 1996:2, de: a) producto real (PIB) ¹⁵, b) salario real (salario nominal medio, calculado por el Departamento Nacional de Planeación y deflactado por el promedio entre el IPP y el IPC), c) tasa natural de

¹⁵Esto implica suponer que este índice es un indicador aproximado pero aceptable del producto urbano (aunque lo ideal, desde el punto de vista teórico, hubiese sido utilizar un modelo referido al capital y a la productividad multifactorial urbanos e vez de tal índice; pero carecemos de una estimación de esas variables). El índice de producto utilizado tiene dos ventajas: a) su mejor calidad estadística frente a una estimación trimestral de producto desagregada por sectores que no nos fue aconsejada como confiable, y b) refuerza el carácter exógeno que debería tener cualquier variable independiente en este modelo. No obstante, habría que suponer que esta variable es independiente del costo de uso del capital, pero este supuesto no parece excesivamente arriesgado en una economía relativamente abierta como la colombiana.

desempleo (el componente permanente de la tasa de desempleo estimado mediante el filtro de Hodrick-Prescott), d) las demás variables laborales se calcularon a partir de los datos de empleo de la Encuesta Nacional de Hogares del DANE, y e) costo de uso del capital.

El análisis de identificación del modelo tuvo en cuenta la presencia de restricciones lineales homogéneas en cada una de las ecuaciones. En particular, la ecuación de demanda debe ser homogénea de grado cero en el nivel de precios. De forma similar la ecuación de oferta supone que las variaciones en el empleo transitorio hacen parte de las correspondientes a la oferta laboral. Teniendo en cuenta esto y la aparente simultaneidad del modelo estructural, las condiciones de orden y rango para cada una de las ecuaciones condujeron a establecer que ambas están sobreidentificadas; por eso se decidió realizar su estimación por el método de mínimos cuadrados en dos etapas, incluyendo, como variables instrumentales, algunas de las variables exógenas del modelo, de manera contemporánea y rezagada un período.¹⁶

Dadas las características del modelo se aplicó el test de Hausman para someter a prueba la hipótesis de simultaneidad¹⁷. Sus resultados condujeron a no rechazar tal hipótesis.

Algunos de los resultados del modelo son los siguientes:

La elasticidad de largo plazo de la demanda de trabajo ante cambios en el precio relativo (la relación entre el salario real y el costo de uso del capital), es decir $-(1-\alpha) = \alpha - 1$, es -0.385, pero en el corto plazo la elasticidad es mucho menor: -0.086.

Por el lado de la oferta se encontró que la elasticidad de la relación trabajo-ocio ante cambios en el salario real, es decir $\sigma - 1$, es, 0.645¹⁸.

¹⁶La estimación más apropiada para la forma reducida de un tipo de modelo como el presente utiliza el método EGLS (de VARX). En el presente trabajo se tienen dos ecuaciones sobreidentificadas que no permiten la identificación de los parámetros estructurales a partir de los parámetros de la forma reducida.

Sin embargo, la estimación por un método diferente al EGLS (como el aplicado por nosotros, mínimos cuadrados en dos etapas) no permite generar los errores estándar requeridos para los análisis de reacción ante cambios transitorios en las variables exógenas.

¹⁷Véase Gujarati 1995.

¹⁸López (1996, cap. I.B) encontró una respuesta positiva de la oferta laboral al salario real mínimo. Pero, en vista de que: a) su función tiene como variable dependiente la tasa global de participación (PEA, *incluyendo el desempleo permanente*) y cuatro variables independientes más tres dummies, b) carece de un mecanismo de ajuste parcial, c) no es logarítmica, d) su estimación fue para cuatro ciudades y para el período 1977: I - 1994: I y d) nosotros estimamos

Table 4.1: **Funciones de demanda y oferta laboral**

| Empleo | | Salario | |
|---------------|-------------------|----------------|--------------------|
| Constante | 1.55 (0.5221) | Constante | 0,9728 (0.598) |
| l(-1) | 0,777 (0.075) | w(-1) | 0,8981 (0.0622) |
| w | -0,086 (0.036) | dex | -0,1579 (0.075) |
| r | 0,086 (0.036) | l | 0,1579 (0.075) |
| z | 0,223 (0.074) | | |
| R2-ajustado | 0.978 | R2-ajustado | 0.883 |
| SSR | 0.0116 | SSR | 0.0557 |
| h-durbin | -0.61 | h-durbin | -1.661 |

Instrumentos: r, z, w(-1), z(-1)

Desviación estándar en paréntesis

Table 4.2: **Análisis de los residuos**

| Estadísticos | Empleo | | Salario | |
|---------------------|---------------|----------|----------------|--|
| | Media | 4,08E-15 | -1,90E-15 | |
| Desviación estándar | 0,0164 | 0,036 | | |
| Jarque-Bera | 1,2085 | 6,0189 | | |
| p-value | 0,5464 | 0,049 | | |

Table 4.3: **Parámetros del modelo estructural**

| Demanda | | Oferta | |
|----------|-------|----------|-------|
| α | 0.614 | σ | 1.645 |
| δ | 0.777 | θ | 0.898 |

El rezago medio de la demanda laboral a su nivel óptimo, dado el precio relativo, es 3.4 trimestres ($= 0.777/(1-0.777)$ siendo $0.777 = \delta$). La primera mitad del ajuste se realiza en 2.7 trimestres¹⁹.

Además, el ajuste del salario real a su nivel óptimo se lograría, dado el nivel de la demanda de trabajo, con un rezago medio de 8,8 trimestres ($= 0.898/(1-0.898)$ siendo $0.898 = \theta$), y la primera mitad del ajuste se realizaría en los primeros 6.4 trimestres.

Los efectos sobre las variables endógenas de cambios en las variables exógenas se muestran de manera gráfica²⁰. Estos efectos se diferencian de los anteriores en la medida en que muestran las reacciones del mercado ante cambios en las variables exógenas, y resultan tanto de la velocidad de ajuste de las variables endógenas a sus niveles de equilibrio como de las elasticidades de largo plazo de estas ante cambios de las variables exógenas. Pero debemos advertir que este último análisis es estrictamente determinístico: hacemos caso omiso de la estructura de errores implícita en la estimación del modelo y solo utilizamos los valores de los coeficientes arrojados por el ejercicio econométrico.

Esto queda más claro si se expresa el modelo estimado en forma matricial así:

$$(l_t, w_t) \begin{bmatrix} 1 & -\frac{1-\theta}{\sigma-1} \\ -(1-\delta)(\alpha-1) & 1 \end{bmatrix} - (1, r_t, z_t, dex_t) \begin{bmatrix} (1-\delta)k & (1-\theta)h \\ -(1-\delta)(\alpha-1) & 0 \\ (1-\delta) & 0 \\ 0 & -\frac{1-\theta}{\sigma-1} \end{bmatrix}$$

la elasticidad de sustitución trabajo-ocio, es prácticamente imposible comparar sus resultados con los nuestros. Con todo, aparentemente la elasticidad encontrada por él es inferior a lo que sería la elasticidad de la oferta laboral al salario real implícita en nuestra estimación.

¹⁹Pero hay que advertir que el hecho de que la estimación empírica de la oferta laboral implicó restarle a la PEA la tasa natural de desempleo, teniendo esta alguna variación a través del tiempo, pudo haber sesgado el valor estimado de δ .

²⁰En esto seguimos a Greene 1993.

$$-(l_{t-1}, w_{t-1}) \begin{bmatrix} \delta & 0 \\ 0 & \theta \end{bmatrix} = (e_{lt}, e_{wt})$$

Siendo dex el logaritmo del componente exógeno de la oferta laboral, y e_l y e_w los errores estructurales. En su forma compacta se puede expresar como:

$$y'_t \mathbf{\Gamma} + x'_t \mathbf{B} + y'_{t-1} \mathbf{\Phi} = \varepsilon'_t$$

Siendo y el vector de variables endógenas y x el de variables exógenas. En su forma reducida se puede expresar como:

$$y'_t = x'_t \mathbf{\Pi} + y'_{t-1} \mathbf{\Delta} + v'_t$$

donde $\mathbf{\Pi} = -\mathbf{B}\mathbf{\Gamma}^{-1}$ y $\mathbf{\Delta} = -\mathbf{\Phi}\mathbf{\Gamma}^{-1}$. La matriz $\mathbf{\Pi}$ es la matriz de multiplicadores de corto plazo o de impactos durante el primer trimestre:

$$\mathbf{\Pi} = \begin{bmatrix} & \mathbf{Empleo} & \mathbf{Salario} \\ r & 0.084 & 0.014 \\ z & 0.22 & 0.035 \\ dex & 0.013 & -0.156 \end{bmatrix}$$

Dado que la matriz $\mathbf{\Delta}$ tiene valores propios menores que uno $\{0.7643, 0.1584\}$ entonces la matriz de multiplicadores de largo plazo puede expresarse como:

$$\mathbf{\Pi} [\mathbf{I} - \mathbf{\Delta}]^{-1}$$

Los elementos de esta matriz son:

$$\mathbf{\Pi} [\mathbf{I} - \mathbf{\Delta}]^{-1} = \begin{bmatrix} & \mathbf{Empleo} & \mathbf{Salario} \\ r & 0.36 & 0.067 \\ z & 0.93 & 0.175 \\ dex & 0.067 & -0.175 \end{bmatrix}$$

Sobre esta matriz se realizan los análisis de los efectos que los cambios temporales en las variables exógenas tienen sobre las variables endógenas.

Para realizar el análisis de las reacciones de las variables endógenas ante modificaciones en las exógenas se consideraron cambios de estas últimas equivalentes a una desviación estándar con respecto a su valor de largo plazo. A continuación se presentan los multiplicadores acumulados y las trayectorias de las variables endógenas ante cambios temporales de las variables exógenas.

El efecto de un aumento en el costo de uso del capital, dado el producto *ex ante*, debe ser positivo sobre el empleo y, por ende, sobre el salario. El abaratamiento relativo del trabajo frente al capital conduce a aumentar la cantidad demandada de trabajo. Las estimaciones del caso colombiano confirman esta predicción como se puede notar en las siguientes gráficas.

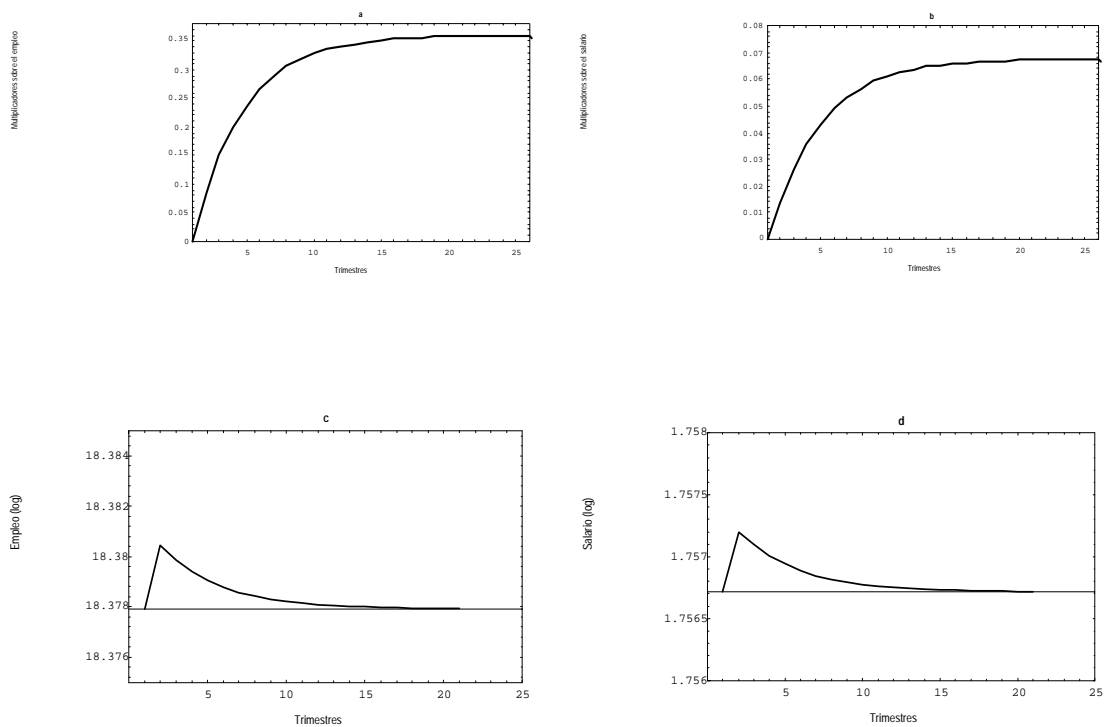


Figure 4.1: Multiplicadores y trayectorias temporales del empleo y el salario ante un cambio transitorio en el costo de uso del capital

Las gráficas (a) y (b) de la figura 4.1 representan los multiplicadores de un cambio permanente en el costo de uso del capital sobre el empleo y el salario respectivamente; las gráficas (c) y (d) representan las trayectorias en el tiempo de las variables endógenas (empleo y salario) ante un cambio transitorio en el costo de uso del capital.

El efecto del cambio del producto es positivo sobre el empleo y el salario (figura 4. 2): la expansión del producto requiere más trabajo; el incremento de la demanda de trabajo presiona al alza el salario real. A causa del aumento del salario el efecto neto de largo plazo del aumento del producto sobre el empleo es ligeramente menor al que prediría quién solo observase la ecuación de demanda de trabajo, pues esta implica una elasticidad unitaria de largo plazo.

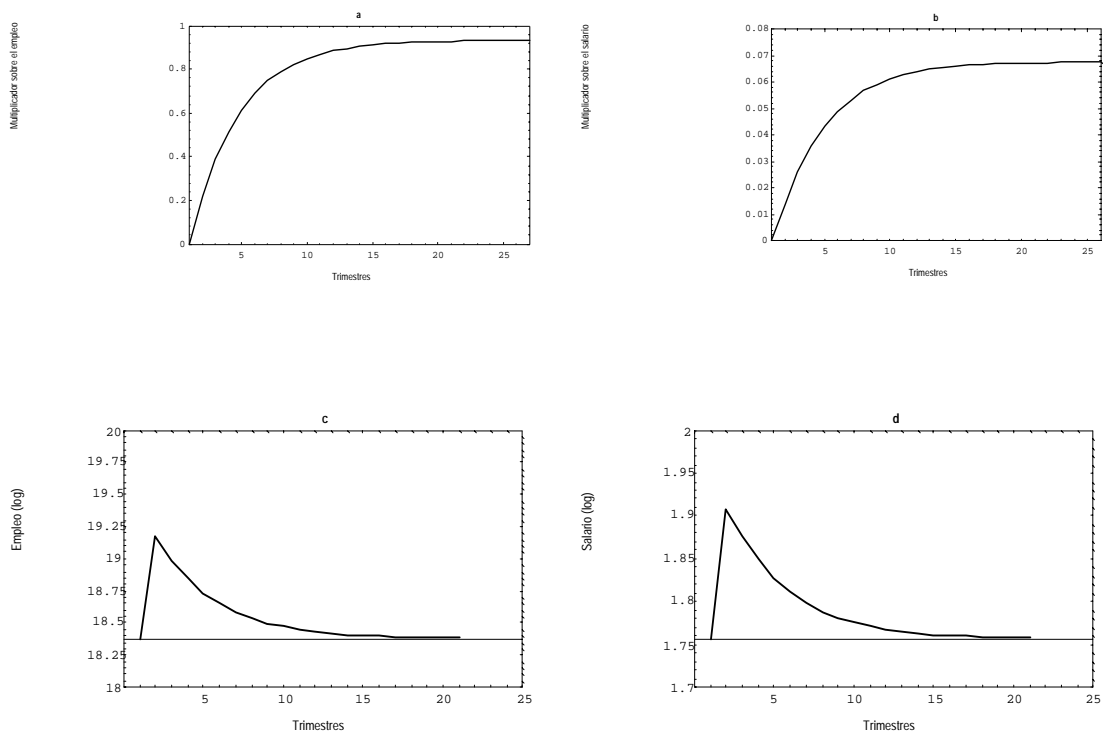


Figure 4.2: Multiplicadores y trayectorias temporales del empleo y el salario ante un cambio en el producto.

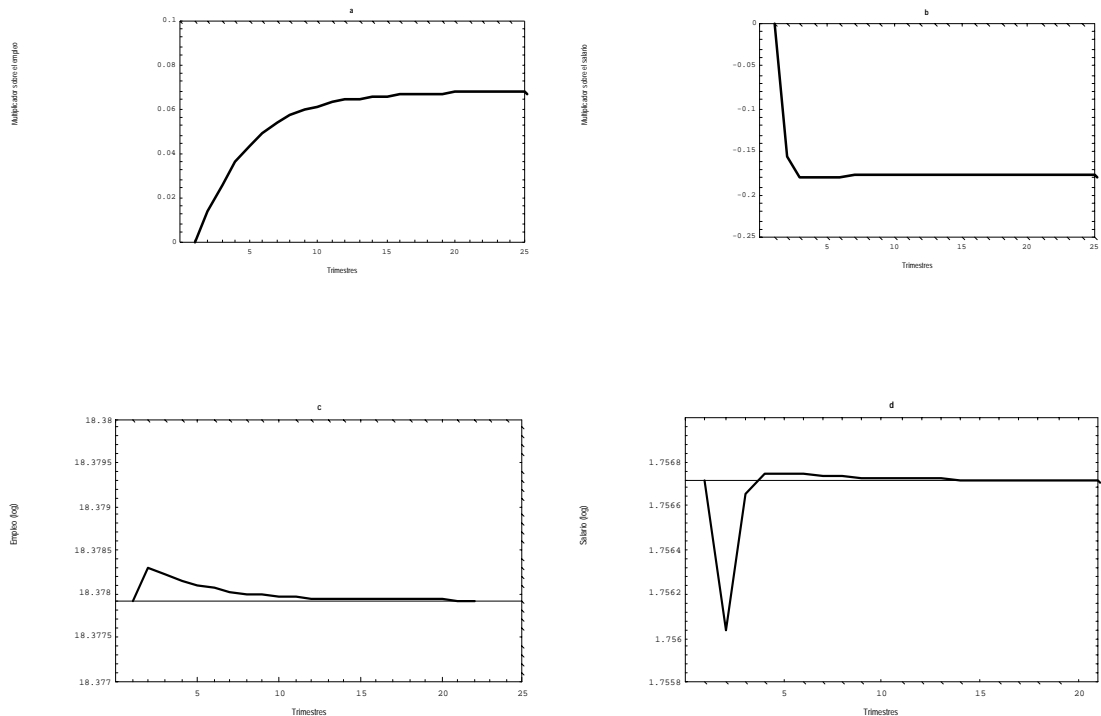


Figura 4. 3: **Multiplicadores y trayectoria del empleo y el salario ante cambios en el componente exógeno de la oferta laboral**

Los efectos derivados de incrementos del componente exógeno de la oferta laboral, es decir de la población en edad de trabajar (capturados indirectamente, como ya se aclaró, a través de la suma de los aumentos del desempleo permanente y la población inactiva, y cuyo logaritmo denominamos *dex*) son los previsible (figura 4. 3): caída del salario real y aumento del empleo.

5. Conclusiones

El modelo neo-clásico convencional es, por construcción, simple. Por tanto, su crítica resulta un ejercicio fácil, y una tarea ya muy conocida.

Con todo, tal modelo es una forma rápida y sintética de medir e ir al corazón del siguiente problema: ¿qué le pasa a los niveles de empleo y desempleo cíclico en una economía cuyo producto global se desacelera y cuyo salario real medio parece

adoptar, transitoriamente, magnitudes excesivamente altas *vis à vis* el ascenso del desempleo? ¿Y que pasa si, simultáneamente con lo anterior, las estructuras específicas de la esfera laboral (actividades formales *versus* informales, remuneraciones relativas, impuestos a la nómina, cotizaciones, grados de información, costos de traslado y búsqueda, perfiles capacitacionales y vocacionales, tecnologías, normas laborales, etc.) no se han modificado en magnitudes tan grandes que le nieguen la pertinencia al examen global?²¹

El ejercicio realizado consistió en precisar y estimar un modelo neo-clásico con cifras trimestrales del conjunto de las siete principales ciudades colombianas. Sus resultados son consistentes con el esquema teórico y bastante razonables, a saber: a) las elasticidades del empleo y del salario de equilibrio al producto (cuando se supone que este tiene una variación exógena) son 0.93 y 0.175, respectivamente, b) las elasticidades del empleo y del salario de equilibrio al costo de uso real del capital son 0.36 y 0.067 respectivamente, c) las elasticidades del empleo y el salario de equilibrio ante cambios del componente exógeno de la oferta laboral son 0.067 y -0.175, respectivamente, d) la elasticidad de la demanda laboral al salario real es -0.385 y la elasticidad de la relación trabajo-ocio ante variaciones del salario real es 0.645; estas últimas elasticidades implican que un aumento de desequilibrio del salario real generaría desempleo por una doble vía: una disminución del empleo y un aumento de la oferta laboral²². Esas elasticidades son de largo plazo (siendo inferiores las de corto plazo) y calculadas en el entorno de situaciones de equilibrio.

Por lo demás, del modelo se deduce que si la elasticidad de la demanda laboral al salario real es -0.385, también será esta, aproximadamente, la elasticidad de la demanda laboral al impuesto a la nómina (contribuciones al SENA, ICBF e ISS) por trabajador, ya que tal impuesto es, para el empresario, parte del salario real que ha de pagar.

Puesto que el salario real y el nivel de empleo no se ajustan instantáneamente a sus niveles de equilibrio, se deduce que cambios relativamente intensos de las variables exógenas tienden a ocasionar, con rezago y durante algunos trimestres,

²¹Las cotizaciones a la seguridad social se elevaron durante el período de análisis pero en una magnitud que reforzó el impacto eventual que tuvo el componente de desequilibrio del incremento del salario real sobre el empleo (sobre los impactos de esta y otras reformas estructurales en el mercado laboral colombiano, véase Lora y Henao 1997). Sin embargo, las magnitudes encontradas de las elasticidades y velocidades de ajuste indican que los sesgos de exclusión no parecen graves.

²²Esto es parcialmente compatible, en términos cualitativos, con uno de los resultados de Lora y Herrera (1993). Estos estimaron, con un método no econométrico, que los aumentos del salario mínimo en Colombia conducen a reducir el empleo formal y a aumentar el desempleo.

desempleo o sobrempleo transitorio. A juzgar por las elasticidades mencionadas en el párrafo anterior y por el comportamiento de las variables exógenas en 1996, período en el cual se registró una tasa de crecimiento del PIB real apenas de 2.1%, muy inferior a su ritmo de largo plazo, en tanto que el costo de uso real del capital no debió modificarse mucho (la caída de la tasa de interés nominal fue pequeña en 1996 y quizás parcialmente compensada por la reducción de la expectativa de devaluación nominal) y la tasa de aumento de la población en edad de trabajar probablemente no varió, se puede afirmar, siguiendo las implicaciones del modelo, que el ascenso de la tasa de desempleo hasta septiembre de 1997 se debió básicamente a tal desaceleración del producto.

Finalmente, las tendencias ascendentes del empleo y el salario real en el largo plazo se explicarían, según este modelo, por aquellos factores que le han impuesto un crecimiento permanente al producto global superior al crecimiento de la población en edad de trabajar. El aumento del costo de uso del capital observado entre 1986 y 1996 también contribuyó, según el modelo, a los incrementos del empleo y del salario por la vía de una sustitución en el margen de capital por trabajo.

Lo anterior muestra, una vez más, que los modelos sencillos, aunque frágiles y criticables para ciertos usos, pueden ser de gran utilidad si con ellos se llega de manera directa y rápida al meollo de un asunto y a conclusiones claras en materia de política macroeconómica.

6. Referencias

Cárdenas, Mauricio y Olivera, Mauricio; “La crítica de Lucas y la inversión en Colombia: nueva evidencia”, *Ensayos sobre Política Económica*, No. 27 (1995)

Chenery, Hollis (director); *Misión de Empleo*, Informe final, Bogotá, julio de 1986.

Greene, William; *Econometric Analysis*, MacMillan, New York, 1993.

Gujarati, Damodar; *Basic Econometrics* (tercera edición), McGraw-Hill, 1995.

Johnson, G. E. y Layard, P. R. G.; “The Natural Rate of Unemployment: Explanation and Policy”, cap. 16 de *Handbook of Labor Economics*, Vol. II (O. Ashenfelter y R. Layard, editores), Elsevier Science Publishers (1986).

Johnston, John; *Econometric Methods*, McGraw-Hill, Singapore, 1984.

López, Hugo; *Ensayos sobre economía laboral colombiana*, FONADE-Carlos Valencia Editores, Bogotá, 1996.

Lora, Eduardo y Marta Luz Henao; “Colombia: The Evolution and Reform of the Labor Market”, cap. nueve de *Labor Markets in Latin America* (Sebastián Edwards y Claudia Nora Lusting, editores), Brookings Institution Press, Washington, 1997.

Lora, Eduardo y Ana María Herrera; “Macroeconomía del salario mínimo”, *Debates de Coyuntura Económica*, Vol. 30 (1993).

Phelps, Edmund y Gylfi Zoega; “The Rise and Downward Trend of the Natural Rate”, *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 2 (1997).

Posada, Carlos Esteban; “Salario mínimo, salario real, ocupación urbana e inflación”, Banco de la República (documento no publicado preparado para la Comisión del Pacto Social), Bogotá, diciembre, 1996.

Rogerson, Richard; “Theory Ahead of Language in the Economics of Unemployment”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1 (1997).

Varian, Hal; *Microeconomic Analysis* (tercera edición), W. W: Norton & Co., New York, 1992.