

## 12 ASIMETRÍAS EN LA DEMANDA POR TRABAJO EN COLOMBIA: EL PAPEL DEL CICLO ECONÓMICO

---

Jorge Andrés Tamayo Castaño\*

Las fluctuaciones del empleo y los salarios en las diferentes fases del ciclo económico han sido estudiados ampliamente por los economistas, debido a su importancia tanto para los hacedores de política como para los participantes en el mercado laboral. Largos años de estudio han mostrado que la respuesta del empleo y los salarios a los distintos choques de productividad, que en últimas afectan el comportamiento de la actividad económica agregada, son diferentes dependiendo de la fase en que se encuentra el ciclo económico.

Acemoglu y Scott (1994) mencionan tres razones económicas por las cuales pueden existir asimetrías en la forma como opera el mercado laboral a lo largo del ciclo económico: la primera se debe a que el impacto de los distintos choques que afectan a las economías (e.g. si es un choque de demanda o de oferta), depende del estado (fase) en que se encuentre el ciclo económico. Segundo, el mecanismo de propagación del choque varía según el régimen en que se encuentre el ciclo (si es auge, recesión o recuperación). Por último, y el más obvio, existen asimetrías en la forma como las economías responden con atención hacia si el choque es positivo o negativo.

Lo anterior, sugiere la importancia de emplear métodos econométricos que permitan capturar dicha información, omitida en las estimaciones con métodos tradicionales lineales. El auge reciente que ha tenido la derivación de métodos econométricos no lineales parece ser próspera e idónea en este cometido<sup>1</sup>.

Adicionalmente, Acemoglu y Scott (1994) proveen un sólido y sutil argumento que resalta la importancia del uso de métodos no lineales en el estudio de la dinámica del mercado laboral: los períodos de auge por lo general son más largos

---

\* El autor agradece los comentarios y largas discusiones realizados con Hugo López. Igualmente, las sugerencias de Luis Eduardo Arango, Mauricio Arango, Leonardo Bonilla, Christian Posso, Francisco Lasso, Carlos Medina, Sebastian Londoño y a los participantes a los seminario de Economía del Banco de la República en Bogotá y Medellín. También se agradece la buena asistencia de Carlos Velásquez, Jorge Eliécer Giraldo, Arlen Guarín y Edwin Torres.

<sup>1</sup> Hamilton (2008) proporciona un resumen de los desarrollos recientes que ha tenido esta vertiente de la literatura.

y persistentes que los períodos de crisis; luego, los efectos de las crisis sobre las variables del mercado laboral quedan subestimados, debido a que el impacto total es un promedio ponderado de los efectos en las crisis y en los auges, tomando las ponderaciones como las probabilidades de estar en cada estado<sup>2</sup>.

Para el caso colombiano la literatura de las elasticidades de las demandas de distintos tipos de trabajos es escasa<sup>3</sup>. Más aún, la mayoría (por no decir que todas) de las estimaciones se realizan con el supuesto de linealidad y simetría en las relaciones del mercado laboral y la actividad económica agregada a lo largo del ciclo económico<sup>4</sup>. El trabajo de Arango, Gómez y Posada (2011) se destaca por ser de los pocos en los que, mediante una desagregación de las series del mercado laboral y del producto interno bruto (PIB) en su componente cíclico y tendencial, junto con una identificación de los períodos de crisis y auge, se encuentran indicios de asimetrías en la demanda de empleo privado con respecto al PIB y a los salarios, para diferentes niveles de cualificaciones<sup>5</sup>.

En la literatura se encuentra gran cantidad de artículos que han señalado la importancia de las asimetrías presentes en el mercado laboral durante el ciclo económico. Particularmente, este tipo de hallazgos se encuentran en los trabajos dedicados al estudio empírico del mercado laboral por medio de sus flujos agregados y su relación con la dinámica observada de la actividad económica. Igualmente sucede con los estudios donde se ha empleado información por firma y analizan su relación con el crecimiento por trabajador de estas.

En consonancia con lo anterior, el objetivo de este trabajo es estudiar las asimetrías en la demanda por trabajo, particularmente demanda de empleo moderno total y sin educación superior en Colombia a lo largo del ciclo económico, para el período 1984-2009<sup>6</sup>. Para tal fin se estiman modelos de series de tiempo

---

<sup>2</sup> Más adelante se muestra que este hecho estilizado también se da para el caso colombiano. De ahí la importancia de emplear técnicas que permitan capturar las relaciones del mercado laboral y el ciclo económico teniendo presente el estado de este último.

<sup>3</sup> Véase Roberts y Skoufias (1997), Posada y González (1997), Vivas, Farné y Urbano (1998), Arango y Rojas (2004), Bernal y Cárdenas (2003), y Arango, Gómez y Posada (2011). Este último ofrece una discusión más amplia sobre los diferentes resultados encontrados para Colombia. En particular, se menciona que todas las elasticidades del trabajo al salario estimadas para el caso colombiano oscilan en el rango  $[-0,65, -0,2]$ .

<sup>4</sup> Las estimaciones con cambio de régimen presentadas en este artículo son motivadas por una estimación previa de las elasticidades de demanda de trabajo por medio de una función *translog*, donde se encontraron efectos no lineales y asimétricos que inciden sobre los resultados finales, producto, principalmente, del efecto de los períodos intensos de crisis y auge experimentada por la economía colombiana en los últimos veinticinco años.

<sup>5</sup> Sin embargo, este hecho no se desarrolla en el trabajo. Véase Arango, Gómez y Posada (2011) para una descripción más detallada de la metodología empleada y los resultados obtenidos.

<sup>6</sup> El empleo moderno en este artículo está definido como la suma de: el empleo asalariado calificado y no calificado, y el empleo no asalariado calificado. Luego, el empleo moderno no calificado hace referencia al empleo asalariado no calificado. La razón por la que se emplea esta definición radica en que hace parte del complemento del núcleo del empleo informal. Para una discusión más amplia sobre el empleo moderno y su pertinencia véase López (2011a y b).

multivariados con cambio de régimen —MS-VAR(p) (*Markov Switching-VAR models*)— siguiendo la metodología propuesta por Krolzig (1997) y Clements y Krolzig (2003), los cuales recogen la idea de cambio de régimen propuesta inicialmente por Hamilton (1989).

Los resultados de este artículo, además de fáciles de interpretar, resultan ser importantes para la toma de políticas económicas laborales que vayan en concordancia con el ciclo de la actividad económica, distinguiendo la fase en que se encuentre esta: crisis, recuperación o auge.

En efecto, se confirma la existencia de no linealidad y asimetrías en la demanda por empleo moderno total y no calificado, las cuales varían dependiendo de la fase del ciclo (estado) de la actividad económica agregada. Particularmente, se encuentra que tanto para el empleo moderno total como el empleo moderno no calificado las elasticidades empleo-PIB y empleo-salario no calificado se intensifican en los períodos de crisis, principalmente para el empleo moderno no calificado. Por otro lado, para aquel tipo de empleo se encuentra que la elasticidad empleo-PIB es negativa en los períodos de recuperación y no es estadísticamente diferente de cero para los lapsos de auge, mientras que la elasticidad empleo-salario aumenta (en valor absoluto) en los períodos de auge con respecto a los de recuperación.

El resto de este artículo se divide en cuatro secciones. La primera expone las principales tendencias del mercado laboral urbano para el período 1984-2009, junto con los hechos básicos que motivan la importancia del presente estudio. La segunda muestra una revisión de la literatura con temas afines a los estudiados en este artículo. La tercera ofrece los principales resultados y la cuarta presenta algunas implicaciones de política junto con las conclusiones.

## 1. TENDENCIAS DEL MERCADO LABORAL URBANO: 1984-2009

### 1.1. Caída tendencial del empleo moderno poco educado y ascenso del más educado junto con una disparada del informal a raíz de la crisis de cambio de siglo, y ahora está subiendo adicionalmente

El empleo moderno<sup>7</sup> urbano puede definirse como la suma del empleo asalariado con máximo educación secundaria y el empleo, asalariado o no, con algún grado de educación terciaria. En 1996 representaba casi el 68 % del empleo total en las siete ciudades principales; en 2009, apenas el 63 %.

- En 1996 los asalariados sin educación superior, es decir, los obreros y empleados privados y del gobierno con máximo secundaria completa, representaban el 70 % del empleo moderno, y los ocupados, asalariados o no, con alguna educación terciaria, el 30 %. Para 2009 esas dos cifras habían cambiado sustancialmente: 51 % y 49 %. De estos últimos (los más educados) el 32 % eran asalariados y el 17 % no asalariados.

---

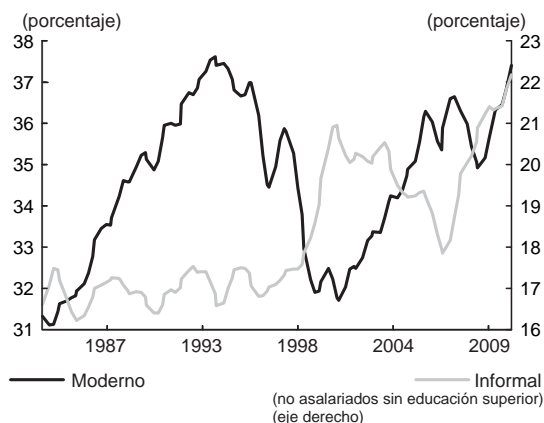
<sup>7</sup> Esta sección hace parte del trabajo en curso de Hugo López, “Empleo moderno y empleo informal urbano en Colombia: dinámica de largo y corto plazos”.

- Las personas con estudios superiores y que no son asalariados deben incluirse en el empleo moderno, pues, con el tiempo, se ha extendido la práctica por parte de las empresas de contratar servicios profesionales con trabajadores independientes que perciben por ellos remuneraciones corrientes similares a las de sus análogos asalariados (3,3 salarios mínimos mensuales *vs.* 3,5 en las siete ciudades en 2009).

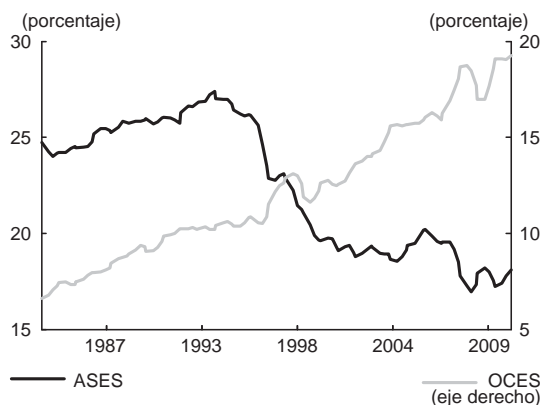
Ahora bien (Gráfico 12.1, panel A), para aislar el crecimiento demográfico y evitar sesgos en las estimaciones poblacionales que no están actualizadas hacia atrás para antes de 2001, cuando se calcula el empleo moderno urbano como porcentaje de la población en edad laboral, se observa un crecimiento sostenido entre 1984-1994, pasando del 31,2 % al 37,8 %; después, con la crisis de la segunda mitad de los años noventa, se redujo considerablemente (32,4 % en 2001); volvió a elevarse alcanzando un pico en 2007 (36,4 %) que, sin embargo, fue inferior al de 1994. La crisis reciente lo hizo retroceder en 2008-2009 (35,2 %).

**Gráfico 12.1:** Evolución del empleo urbano por tipos en las siete ciudades principales (porcentaje de la PET; datos trimestrales 1984:I a 2009:III)

A. Empleo moderno y empleo formal



B. Empleo moderno por tipos



ASES: asalariados sin educación superior; OCES: ocupados con educación superior.

Nota: encuestas de hogares (siete ciudades); datos desestacionalizados y suavizados mediante Census X-12 (componente tendencial). Los datos corresponden a siete ciudades como porcentaje de la PET total, provienen directamente de las encuestas de hogares (encuestas transversales 1984-2000 y encuestas continuas 2001-2009).

Fuente: DANE; cálculos del autor.

A 2009 representa el 62,6 % del empleo total en las siete ciudades principales, cifra más baja que la alcanzada en 1994 (69,2 %).

Entre 1984 y mediados de los años noventa se elevaron los dos componentes del empleo moderno; sin y con algún grado de educación superior (Gráfico 12.1, panel B). La caída que (frente a la población en edad laboral) se observó en 1995-2001 fue impulsada por su componente poco educado (el más educado siguió en aumento). La recuperación 2002-2007 se originó, sobre todo, en su componente con

estudios superiores (el carente de ellos ayudó entre 2005-2007). La nueva caída de 2008 afectó esos dos componentes, en especial, a los asalariados poco educados. La tímida recuperación de 2009 fue impulsada también por estos últimos.

Por su parte (Gráfico 12.1, panel A), el núcleo del empleo informal, los no asalariados sin educación superior, es decir, con máximo bachillerato completo, no cambió de manera significativa entre 1984 y 1996 (16,9 % frente a la población en edad de trabajar [PET]). Pero la crisis del fin de siglo lo hizo subir vertiginosamente (20,3 % en 2001). Después de una baja temporal 2003-2007 (en buena parte fruto de la introducción de la encuesta integrada de hogares [GEIH]) volvió a elevarse en 2008-2009 con la crisis reciente (21,0 % frente a la PET. Su mayor nivel histórico). En 2009 representa el 37,4 % del empleo total en las siete ciudades principales.

## 1.2. Empleo moderno por unidad de PIB urbano y salarios reales

Ahora bien (Gráfico 12.2, panel A), en el largo plazo el cambio técnico ha reducido el insumo de trabajo moderno por unidad de PIB urbano (empleo moderno sobre el PIB urbano, siendo este último igual al PIB total menos valor agregado por los sectores agropecuario y minero), el cual había crecido entre 1984 (índice = 100) y 1991 (113). Desde entonces, con la apertura económica se redujo hasta 1997 (94), estabilizándose luego hasta 2005. El auge 2005-2007 lo hizo caer aún más (87), este nivel se mantendría durante la crisis reciente. Mientras tanto, los salarios medios modernos, que habían permanecido relativamente estables hasta 1993, se elevaron considerablemente hasta 2000; se redujeron luego hasta 2004; volvieron a crecer hasta 2007 y retrocedieron con la crisis de 2008-2009.

- Por unidad de PIB urbano el empleo moderno sin educación terciaria (Gráfico 12.2, panel B), no cambió casi entre 1984 y 1993. Desde entonces ha bajado permanentemente; la caída fue mayor entre 1994-1999 y entre 2007-2009. Por su parte, los salarios reales por trabajador experimentaron desde 1993, después de las reformas laborales de comienzos de los años noventa, un alza extraordinaria que prosiguió hasta 2000. Después cayeron abruptamente hasta 2003/2004; antes de volver a elevarse hasta 2007. La crisis de 2008 los afectó considerablemente, pero han vuelto a elevarse en 2009.
- El empleo moderno con alguna educación superior por unidad de PIB urbano (Gráfico 12.2, panel C), cuyo crecimiento se había detenido temporalmente en 1993-1996, se aceleró entre 1997 y 2004, fluctuando desde entonces a un alto nivel. Sus salarios reales, que se habían disparado entre 1993 y 1999, volvieron a bajar hasta 2003 y, desde entonces, han oscilado sin tendencia definida.

## 1.3. Grandes interrogantes por responder

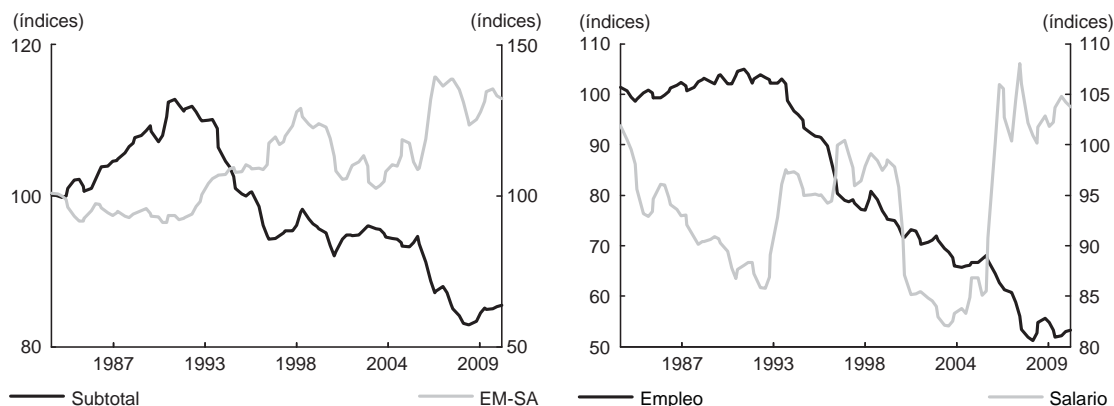
La reducción tendencial del empleo moderno (sobre todo del poco educado) por unidad de PIB urbano que se ha observado desde 1994, y el comportamiento de sus salarios reales (alza 1994-2000; baja 2001-2004; nueva alza 2005-2007, etc.), plantea

un interrogante en cuanto a su respuesta frente al PIB urbano y a los salarios reales. Como lo veremos, los resultados econométricos sugieren las siguientes conclusiones:

**Gráfico 12.2:** Tendencias del PIB, el empleo moderno y los salarios reales entre 1984 y 2009: datos desestacionalizados y suavizados (1984 = 100)

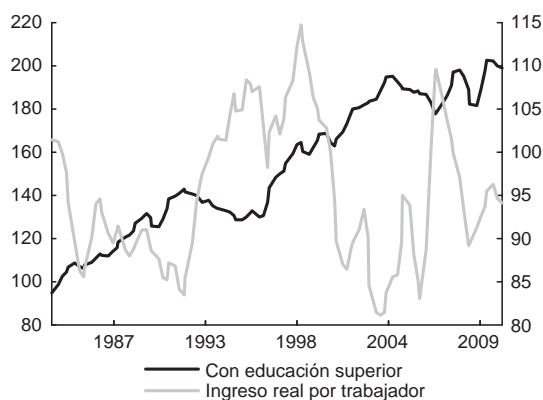
A. Índices de empleo moderno por unidad de PIB urbano y del ingreso por trabajador

B. Asalariados sin educación superior, índices de empleo moderno por unidad de PIB urbano y salario real



Nota: EM-SA: empleo moderno ajustado por estacionalidad

C. Índices de ocupados con educación superior por unidad de PIB urbano y salario real



Nota: los datos han sido desestacionalizados y suavizados mediante el método Census X12 y corresponden al componente tendencial, con base en cifras del DANE (PIB real) y de las encuestas de de hogares. PIB urbano: PIB total menos valor agregado por los sectores agropecuario y minero. Empleo moderno (datos siete ciudades): suma del empleo asalariado sin educación terciaria y del empleo, asalariado o no, con algún grado de educación terciaria.

Fuente: DANE; cálculos del autor.

- Durante los períodos de recuperación del crecimiento la elasticidad del empleo moderno poco educado a sus salarios reales es negativa, pero moderada, y su elasticidad frente al PIB resulta negativa y elevada, lo que explica que,

en esas épocas, se acentuó la reducción tendencial de ese empleo por unidad de PIB urbano.

- *Los períodos de auge económico* presentan una elasticidad empleo-salarios negativa, pero moderada, lo que explica que ambos, tanto el empleo como los salarios reales, puedan elevarse concomitantemente. Por su parte, la elasticidad empleo-PIB resulta positiva, pero también moderada, lo que explica que, a pesar de que el PIB se eleve el empleo suba menos y caiga por unidad de PIB.
- Por último, *durante las crisis* la elasticidad empleo-PIB sigue siendo positiva y moderada, pero la elasticidad empleo-salarios (que es negativa) se eleva considerablemente, dando cuenta de la caída brusca del empleo que se produce en estas épocas.

Estas tendencias valen *grosso modo* para el empleo moderno como un todo (el agregado del no calificado y del calificado). Aunque el empleo moderno con algún grado de estudios superiores resulta altamente sustituto del empleo moderno poco educado tanto en el largo plazo (Gráfico 12.1, panel B), como en el corto plazo, el examen de sus elasticidades al PIB y los salarios debe ser objeto de un estudio aparte.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En esta sección se mencionan algunos estudios tanto teóricos como empíricos (macro y micro) que han examinado la dinámica del mercado laboral en las distintas fases del ciclo económico, tema afín con el objetivo del presente artículo.

A pesar de las diferencias metodológicas de los trabajos analizados con la implementada en este artículo, se encuentra que, en general, las implicaciones y predicciones de estos proveen información sobre el problema de las no linealidades y asimetrías presentes en el mercado laboral a lo largo del ciclo económico.

### 2.1. Revisión de principales modelos teóricos

Una gran variedad de modelos teóricos han surgido con el fin de dar interpretación al comportamiento del mercado laboral en las distintas fases del ciclo económico. Específicamente, los estudios teóricos se han centrado en explicar la dinámica de los flujos dentro del mercado laboral. Gran parte de esta literatura se ha basado en los modelos de búsqueda (*search models*) y de “emparejamiento” (*matching*) debido a la flexibilidad que ofrece su modelación. En general, estos modelos postulan una economía sujeta a choques idiosincrásicos y agregados que inciden sobre la productividad de los trabajadores (y, por tanto, sobre el emparejamiento empleador-trabajador), generando incentivos a la creación y destrucción de empleo, y en consecuencia variaciones en la “rentabilidad” entre los distintos puestos de trabajo.

Una de las estructuras que ha sido usada extensivamente, es la propuesta por Mortensen y Pissarides (1994), la cual se asemeja a la descrita en el párrafo anterior. A partir de este modelo se han desarrollado distintas vertientes influenciadas por los resultados empíricos tanto por firma como en el nivel macro<sup>8</sup>.

Entre las principales predicciones que se obtienen en el modelo propuesto por Mortensen y Pissarides (1994) están: primero, cambios en las condiciones agregadas afectan las decisiones de las firmas de crear nuevos empleos o cerrar los existentes, en consecuencia, la asignación del empleo puede variar a lo largo del ciclo económico. Segundo, se encuentra que a mayores niveles de productividad laboral, la probabilidad de que una persona desempleada encuentre empleo aumenta, mientras que la probabilidad de que haya destrucción de empleo disminuye. Por tanto, dado el carácter procíclico que presenta la productividad, se esperaría un comportamiento procíclico y otro contracíclico en las probabilidades de entrada y salida del empleo, respectivamente. Por último, el análisis de la dinámica de la creación y destrucción de empleo, en el escenario en que se sabe que la productividad laboral cambia aleatoriamente, muestra que anticipaciones a variaciones cíclicas reducen las fluctuaciones en la creación de empleo.

Otra aproximación distinta, aunque no es enfocada en el mercado laboral, se encuentra en Acemoglu y Scott (1994), quienes proponen un modelo microeconómico donde las firmas presentan retornos intertemporales crecientes; así, firmas que en el pasado habían realizado inversiones en nuevas tecnologías y mantenimiento, encuentran un mayor beneficio sobre las actividades (inversiones) en el período presente. Su modelo parte de dos hechos empíricos: primero, la evidencia microeconómica muestra una alta persistencia en el proceso de inversión de las firmas y, segundo, la evidencia encontrada por las ciencias administrativas y la teoría organizacional indica que muchas decisiones “cualitativas” (inversión en nuevas tecnologías, etc.) presentan retornos crecientes a escala.

Partiendo de estos dos hechos se propone un modelo donde las firmas deciden cada período si invierten en nuevas tecnologías y/o mantenimiento de la ya existente. El mantenimiento tiene dos efectos: incrementa la productividad de la tecnología existente y reduce el costo de adopción de nuevas tecnologías. Acemoglu y Scott (1994) muestran que la interacción de estos dos elementos lleva a retornos intertemporales crecientes; los costos de inversión son menores en el período presente cuando las firmas han invertido en el pasado en mantenimiento, haciendo más rentable la inversión.

Lo interesante de este modelo es que, a partir de la caracterización microeconómica descrita, es posible derivar el comportamiento de las fluctuaciones agregadas y sus determinantes principales. Algunas de las conclusiones a las que se llega con esta aproximación son: primero, la estructura de retornos intertemporales crecientes implica un comportamiento de las fluctuaciones agregadas que presenta una

---

<sup>8</sup> Véase Mortensen y Pissarides (1999), Cole y Rogerson (1999) y Den, Ramey y Watson (2000). Recientemente, la literatura se ha enfocado en realizar modificaciones sutiles al modelo original de Mortensen y Pissarides (1994) con el fin de acercarse a los factores observados del mercado laboral a lo largo del ciclo económico. Algunas de estas han introducido rigideces salariales (Shimer (2005a); Hall (2005b)) y costos de ajuste laboral (Tasci (2007); Cooper, Haltiwanger y Willis (2007)).

alta persistencia, cambios de pendiente en el componente cíclico “afilados” (abruptos) y asimetrías significativas. Más aún, cuando se introduce la posibilidad de agentes heterogéneos en el modelo, se hace más importante la no linealidad, las asimetrías y el afilamiento de los cambios de tendencia presentes en el comportamiento de la actividad agregada. Segundo, en términos generales el modelo propuesto, según Acemoglu y Scott (1994), provee un buen ajuste al comportamiento del ciclo económico de los Estados Unidos; captura las asimetrías pronunciadas y cambios abruptos en la tendencia, los cuales no son capturados por los modelos lineales tradicionales. Por último, se resalta que, a pesar de que la evidencia sugiere cambios abruptos (“afilados”) en tendencia, los ciclos económicos presentan un comportamiento más “suavizado” a lo sugerido por un modelo con cambio de régimen.

## 2.2. Resultados empíricos

La abundancia de modelos teóricos que pretenden explicar la dinámica del mercado laboral a lo largo del ciclo económico, ha motivado el surgimiento de una vasta literatura enfocada en validar empíricamente la concordancia entre las predicciones de estos modelos y los hechos estilizados observados<sup>9</sup>.

La literatura empírica ha encontrado asimetrías y no linealidades presentes entre las principales variables observadas del mercado laboral y la actividad económica agregada, empleando tanto datos agregados, flujos de entrada y salida del mercado laboral, como por firma. Aquí se mencionan algunos de ellos con el fin de ilustrar la importancia que ha tenido este tema y extraer algunas hipótesis para evaluar, empleando una metodología distinta.

En el trabajo de Davis, Faberman y Haltiwanger (2006) se puede encontrar un “resumen” de los principales resultados hallados por la literatura tanto en el nivel micro como en el macro<sup>10</sup>. Entre sus resultados se encuentra que la relación entre los flujos de trabajos y trabajadores, aunque compleja y no lineal, es bastante estable durante el ciclo económico. Es decir, las tasas de contratación, separación del puesto de trabajo y despido, condicionadas al crecimiento del número de empleados por firma (crecimiento de la firma), permanecen estables durante las fases del ciclo económico. Esto es, el ciclo genera cambios en la distribución de

---

<sup>9</sup> Cole y Rogerson (1999) señalan cuatro hechos estilizados del mercado laboral estadounidense, que deben validarse en los distintos modelos teóricos, estos son: primero, la creación y destrucción de empleo es cuatro y seis veces más volátil que el empleo, respectivamente; segundo, la persistencia del empleo es aproximadamente el doble de la persistencia de la creación y destrucción de empleo (aunque estas dos últimas exhiben patrones elevados de autocorrelación); tercero, la creación y destrucción de empleo tienen una correlación alta y negativa (la destrucción aparentemente tiene una correlación débil y negativa con el empleo, mientras que para el caso de la creación no se da tal correlación); por último, la destrucción de empleo está positivamente correlacionada con el empleo rezagado y negativamente con el empleo futuro.

<sup>10</sup> Para un análisis de los flujos agregados de empleo y trabajo véase Abowd y Zellner (1985), Blanchard, Diamond, Hall y Yellen (1989); Blanchard y Diamond (1990), Davis y Haltiwanger (1992), Fallick y Fleischman (2004) y Yashiv (2006a y b).

las tasas de crecimiento de las firmas (por número de empleados); por ejemplo, en períodos de recesión en promedio hay más firmas decreciendo. Sin embargo, para un nivel dado de crecimiento la relación entre flujos de trabajadores y trabajos es estable<sup>11</sup>. Adicionalmente, se encuentra evidencia de correspondencia entre el comportamiento en el nivel micro y la dinámica observada en el nivel agregado del mercado laboral. Específicamente, se muestra cómo la dinámica de las variables en el nivel micro interactúa con los cambios en el tiempo en la distribución seccional de las tasas de crecimiento de los establecimientos, para producir patrones cíclicos recurrentes en los flujos agregados del mercado laboral<sup>12</sup>.

Un aspecto interesante que se encuentra en este trabajo es que, tanto en el nivel micro como en el macro, se halla evidencia de asimetrías en la creación y destrucción de empleo, observada principalmente en los auges y recesiones de las empresas (por número de empleados) y en el nivel agregado, respectivamente.

La evidencia micro revela, en particular, que las separaciones y contrataciones son funciones no lineales del crecimiento del establecimiento, con cambios pronunciados dependiendo de si la tasa de crecimiento es positiva, negativa o cero. Más aún, la tasa de separación aumenta de forma más pronunciada en las zonas de crecimiento positivo de los establecimientos (zona donde menos se incrementa), que la tasa de contratación en las zonas de decrecimiento<sup>13</sup>.

Recientemente, Shimer (2005b y 2007) ha popularizado la hipótesis de *job-hiring*, la cual resalta el papel de la “probabilidad de encontrar empleo” como determinante de las fluctuaciones del desempleo. Esto sugiere el estudio de las fluctuaciones de la tasa de transición de desempleado a empleado, dejando de lado el énfasis clásico de “separación”, el cual asocia las crisis con grandes salidas del empleo al desempleo<sup>14,15</sup>.

Fujita y Ramey (2006) muestran que cuando se corrige por observaciones omitidas, error de agregación e identificación de los componentes cíclicos, los flujos totales de pérdida y la probabilidad de pérdida de empleo resultan altamente

---

<sup>11</sup> Para un mayor detalle sobre esta idea véase las figuras 6, 7 y 8 del trabajo de Davis, Faberman y Haltiwanger (2006).

<sup>12</sup> Dos terceras partes del total de la creación y destrucción de empleo ocurren en establecimientos con un decrecimiento/crecimiento mayor al 10%.

<sup>13</sup> Estos resultados van en la misma línea de lo encontrado por Caballero (1992) y Davis y Haltiwanger (1992). En Davis y Haltiwanger (1999) se estudian los efectos que tienen los choques de la actividad agregada y los de distribución sobre la intensidad de la reasignación del empleo y los flujos del empleo en general. Adicional a los resultados que tradicionalmente ha encontrado la literatura (choques negativos de la actividad agregada reduce la creación de empleo y aumenta la destrucción de empleo) encuentran que, los choques de distribución (entendidos como los eventos que alteran la cercanía del emparejamiento entre la distribución de empleo y capital observada y deseada) son el principal determinante de la reasignación del empleo; sin embargo, su contribución a las fluctuaciones del empleo son indeterminadas y dependientes de la especificación formulada.

<sup>14</sup> Shimer (2005b y 2007) y Hall (2005a y c) encuentran similares resultados, resaltando el patrón acíclico de la probabilidad de separación del empleo.

<sup>15</sup> Fujita y Ramey (2006 y 2007) resaltan varios errores presentes en los cálculos de Shimer (2007), los cuales generan dichos resultados.

contracíclicos y adelantados al ciclo, mientras que los flujos de contratación y su probabilidad van rezagados al mismo, de forma contracíclica y procíclica, respectivamente<sup>16</sup>.

Más aún, cuando se analizan los flujos empleo–desempleo y viceversa, los flujos de pérdida y de contratación de empleo muestran un incremento sustancial durante los últimos cuatro períodos de crisis en los Estados Unidos. Cuando se consideran todos los in-flujos y salidas del mercado laboral (es decir, teniendo en cuenta la población económicamente inactiva), las volatilidades de la pérdida de empleo y contratación se reducen, siendo ambas muy similares<sup>17,18</sup>.

Una vez caracterizada la relación existente entre el ciclo económico y la dinámica del mercado laboral, surge un interrogante: en los últimos años, un tema que ha venido cobrando relevancia en la literatura ha sido la disminución en la volatilidad de la actividad económica agregada observada recientemente<sup>19</sup>; sin embargo, hasta ahora no se ha investigado la relación que pueda tener esta disminución en la volatilidad con las asimetrías registradas en el mercado laboral en los períodos de auge y crisis.

Una aproximación reciente se presenta en Davis, Faberman, Haltiwanger, Jarmín y Miranda (2010), quienes muestran que la caída en la variabilidad del ciclo económico y de la destrucción de empleo han cumplido un papel central en la caída de los flujos y la tasa de desempleo; así mismo, la sensibilidad de estos con respecto al ciclo experimentada en los Estados Unidos en los últimos años<sup>20</sup>.

Tal vez el trabajo que más se asimile en términos metodológicos a este es el de Acemoglu y Scott (1994), en el cual se investiga la importancia de la no-linealidad presente en las relaciones del mercado laboral, y su asociación con los cambios en el modo de operar de este a lo largo del ciclo económico. Específicamente, se estudia si los procesos estocásticos del empleo, desempleo, salario real y la razón desempleo–vacantes presentan asimetrías cíclicas, usando modelos univariados autorregresivos con cambio de régimen.

En dicho trabajo se encuentra fuerte evidencia para aceptar la hipótesis de no-linealidad presente en el mercado laboral del Reino Unido. Más aún, Acemoglu y Scott (1994) encuentran que estas no-linealidades pueden modelarse de forma satisfactoria como asimetrías cíclicas, debido a su conexión con el ciclo

---

<sup>16</sup> Similares resultados se encuentran en Fujita y Ramey (2009), inclusive cuando se emplea la productividad como variable de referencia del ciclo económico.

<sup>17</sup> Este resultado contrasta con el de Blanchard y Diamond (1990), quienes encuentran que ante un choque negativo en la actividad agregada, se presenta una respuesta significativa en los flujos de empleo–desempleo, pero débil por parte de desempleo–empleo.

<sup>18</sup> Durante estos períodos la probabilidad de pérdida de empleo aumenta sustancialmente, mientras que la de encontrar empleo permanece estable, evidenciándose las asimetrías presentes en el mercado laboral.

<sup>19</sup> Véase Kim y Nelson (1999), Stock y Watson (2002), Davis y Kahn (2008) para el caso de los Estados Unidos, entre otros.

<sup>20</sup> Para una hipótesis anterior y similar véase Faberman (2008).

económico. En el caso del empleo encuentran que la media incondicional de su tasa de crecimiento es de 1 %, aproximadamente, en los períodos de auge, mientras que en los de crisis la media incondicional es de -4,4 %. Esto evidencia el comportamiento asimétrico del empleo, observado en los períodos de auge y crisis. Similar resultado se encuentra para el caso del desempleo, pero en sentido inverso. Estos resultados se asemejan a los encontrados en el presente artículo.

En conclusión, la literatura sugiere de forma indirecta y directa la importancia de estudiar las asimetrías del mercado laboral presentes a lo largo del ciclo económico. Así mismo, sugiere que la dinámica del mercado laboral y su relación con la actividad económica agregada es distinta en los períodos de expansión y contracción, tema central de este artículo.

### 3. RESULTADOS

En esta sección se presentan los principales resultados encontrados en este estudio, a partir de la estimación de un modelo  $MS(M)-VAR(p)$  (*Markov Switching-VAR Models*; o modelos multivariados con cambio de régimen), para la demanda de empleo moderno total y sin educación superior. Para esto, se emplea la estrategia de especificación *bottom-up* sugerida por Krolzig (1997), con el fin de seleccionar la caracterización más adecuada del modelo  $MS(M) - VAR(p)$ . Esencialmente, este procedimiento consiste en comenzar con una versión simple de este tipo de modelos, restringiendo el régimen dependencia en un número reducido de parámetros (como el intercepto o la media) y contrastar este modelo con alternativas más generales. En el Anexo 2 se presenta una descripción de la metodología y el proceso de estimación empleado.

Para tal fin, se comienza con una breve descripción (estadísticas descriptivas) de las series empleadas, así como un análisis univariado de cada una ellas. Posteriormente, se procede con la estimación multivariada lineal ( $VAR(p)$ ) para los distintos modelos propuestos, con el objetivo de obtener el número de rezagos óptimo.

Se continúa con una estimación preliminar del modelo multivariado con cambio de régimen en el término del intercepto  $MSI - VAR(p)$  (*Markov-switching intercept term*), y se prueba el régimen-dependencia de la matriz de varianza-covarianza ( $\Sigma(s_t)$ ) y de los parámetros autorregresivos ( $A_j(s_t)$ )<sup>21</sup>. Igualmente, se comprueba la existencia de asimetrías de “profundidad” y “afilamiento”<sup>22</sup>.

---

<sup>21</sup> En caso de que se pruebe el régimen-dependencia de la matriz de varianza-covarianza ( $\Sigma(s_t)$ ), se estima un modelo  $MSIH$  (*Markov-switching intercept heteroskedasticity*) en el cual se supone un intercepto y una matriz de varianza-covarianza para cada régimen. Igualmente, si se acepta el régimen-dependencia de los parámetros autorregresivos ( $A_j(s_t)$ ) se estima un modelo  $MSIAH$  (*Markov-switching intercept, autoregressive parameters and heteroskedasticity*), donde se supone que los parámetros autorregresivos, el intercepto y la matriz de varianza-covarianza cambian para cada régimen.

<sup>22</sup> Más adelante se da una breve explicación sobre este tipo de asimetrías.

Por último, en caso de que se compruebe el régimen-dependencia de la matriz de varianza-covarianza y de los parámetros autorregresivos, se lleva a cabo la estrategia *Top-down* sugerida por Krolzig (1997) para validar el orden autorregresivo de los parámetros con esta última especificación, y se prueba la asimetría y no linealidad del modelo con su contraparte lineal<sup>23</sup>.

La metodología empleada en este trabajo tiene un número de ventajas importantes y conocidas en el análisis de los ciclos económicos (e.j. Raj (2002), McAdam (2007)). Primero, este enfoque captura las características no lineales inherentes de los ciclos económicos y del mercado laboral (e.j. las contracciones duran menos que las expansiones). Segundo, los modelos *MS* permiten probar la existencia de distintos tipos de asimetrías presentes en la dinámica del mercado laboral mencionados (e.j. las crisis son más profundas que los auges). Tercero, usando las probabilidades asociadas con cada régimen es posible inferir las regularidades del ciclo (fases de auge, recuperación y crisis) del mercado laboral y la actividad agregada de una economía.

### 3.1. Análisis univariado de las series

En este artículo se emplea información del mercado laboral colombiano para las siete principales ciudades proveniente de la encuesta continua de hogares (ECH) y de la gran encuesta integrada de hogares (GEIH), ambas provistas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Específicamente, se analiza la dinámica entre la tasa del empleo moderno formal total (TEM) y la tasa de empleo moderno no calificado (TEMN) y su relación con el salario moderno no calificado (SMN) y el PIB por población en edad de trabajar (PIBP). Como se mencionó, el empleo moderno formal total se define como el empleo asalariado calificado y no calificado, más el empleo no asalariado calificado. Por otro lado, el empleo moderno no calificado se define como el empleo asalariado no calificado. Sus respectivas tasas corresponden a la división de cada una de estas por la PET. La información de los salarios modernos no calificados también es extraída de la ECH y de la GEIH, mientras que la información del PIB por PET para las siete principales ciudades proviene de Valderrama (1997) y del DANE<sup>24</sup>. El período

---

<sup>23</sup> La estrategia *Top down* consiste en comenzar con un modelo MS-VAR con  $n$  rezagos, y probar su contraparte con  $n - 1$ , por medio de la prueba *LR*, y de esta forma determinar el número óptimo de rezagos.

<sup>24</sup> Para la construcción del PIB para las siete principales ciudades se toma el PIB trimestralizado por ramas de actividad económica publicado por Valderrama (1997), y se excluyen los sectores agropecuario y minas y canteras dentro de la suma total, para el período 1984-1994 (estos datos están basados en cuentas nacionales base 1975). Para el período 1994-2009:III, se toma el PIB por ramas de actividad económica desestacionalizado y, al igual que en el caso anterior, se excluyen los sectores agropecuario y minas y canteras dentro de la suma total del PIB. Para el cálculo de este último es necesario realizar el empalme entre los datos de cuentas nacionales base 1994 y cuentas nacionales base 2000. Finalmente, teniendo el año 1994 común entre ambas bases de datos (tanto en Valderrama, 1997, como en cuentas nacionales base 2000 empalmadas desde 1994-2009), se realiza el empalme de tal forma que la serie final sea base 2000.

analizado en este estudio abarca desde el primer trimestre de 1984 hasta el tercer trimestre de 2009, con una frecuencia trimestral.

**Cuadro 12.1:** Estadísticas descriptivas

**A. Variables:** TEM, TEMN, SMN, PIBP

Variable	Estadístico	Valor
TEM	Media	0,3486
	Desviación estándar	0,0187
TEMN	Media	0,2261
	Desviación estándar	0,0340
SMN	Media	639.141
	Desviación estándar	42.127,7
PIBP	Media	3,9445
	Desviación estándar	0,3675

**B. Variables:** TEM( $\Delta$  %), TEMN( $\Delta$  %),  
SMN( $\Delta$  %) y PIBP( $\Delta$  %)

Variable	Estadístico	Valor
TEM	Media	0,0050
	Desviación estándar	0,0332
TEMN	Media	-0,0124
	Desviación estándar	0,0475
SMN	Media	0,0008
	Desviación estándar	0,0536
PIBP	Media	0,0116
	Desviación estándar	0,0348

Fuente: DANE; cálculos del autor.

Los cuadros 12.1 y 12.2 presentan algunas estadísticas descriptivas, a saber: media y desviación estándar de las series para todo el período de estudio y para distintos subperíodos de la muestra, respectivamente. El cuadro 12.1, panel A, muestra dichas estadísticas para las series en niveles, mientras que la parte B presenta la media y desviación estándar de las diferencias anuales de las series empleadas. De estos dos cuadros se destaca lo siguiente: la tasa de empleo moderno promedio para el período completo fue de 34,85 %, en tanto que la tasa de empleo moderno no calificado fue de 22,60 %. Sin embargo, el promedio de las variaciones anuales de la tasa de empleo moderno fue de 0,49 %, mientras que dicho promedio para la tasa del empleo moderno no calificado fue de -1,23 %, reflejando dinámicas opuestas para ambas series. Por otro lado, se aprecia que el promedio de las variaciones anuales del salario real del empleo moderno no calificado fue cercano a cero, mientras que en el caso del PIBP fue cercano al 1 %. En términos generales se observa que el empleo moderno no calificado perdió participación en los últimos 25 años, en tanto que el moderado desempeño del PIBP durante este período estuvo acompañado por una mayor demanda por empleo moderno calificado.

Así mismo, el Cuadro 12.2 muestra las estadísticas mencionadas, pero solo para las variaciones anuales de las series: se observan los efectos que han traído las dos crisis de los últimos años sobre el empleo moderno no calificado y total, los salarios y el PIBP. Un aspecto interesante de estos períodos de crisis es que, por lo general, van acompañados de un incremento de la volatilidad de las respectivas series.

Debido a la endogeneidad presente entre las variables del mercado laboral (empleo y salarios) y el PIB por PET, la estimación por métodos multivariados de series de tiempo es idónea en estos casos<sup>25</sup>.

Antes de comenzar con el análisis multivariado tanto lineal como no lineal, es pertinente determinar el orden de integración de las series empleadas. El Cuadro A1.1 del Anexo 1 presenta las estimaciones de las pruebas de raíz unitaria propuestas por Ng y Perron (2001), Elliott, Rothenberg y Stock (1996) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)<sup>26</sup>.

En general, se puede apreciar que la TEM resulta ser en la mayoría de los casos estacionaria, mientras que el PIBP y la TEMN resultan ser no estacionarias. Por su parte, el SMN resulta en algunos casos estacionario y en otros no estacionario. Sin embargo, se debe tener presente que, a pesar de contar con un buen número de datos, no se cuenta con un período (número de años) largo; entonces, se debe ser cauto a la hora de interpretar estos resultados. Sin embargo, la evidencia internacional con respecto a las series empleadas en este trabajo es mixta, y en la mayoría de los casos se concluye que son  $I(1)$  (e.j. Enders y Lee (2006); Becker, Enders y Lee (2006); Pascalau (2010)). Para el caso colombiano algunos trabajos que han empleado series más largas llegan a la misma conclusión para el caso del PIB per cápita y los salarios reales (e.j. Mejía, Ramírez y Tamayo (2008)).

Debido a lo anterior, en este trabajo se emplean las variaciones anuales de las series, las cuales resultan ser estacionarias en todos los casos, como se evidencia en el Cuadro A1.2 del Anexo 1. Se debe aclarar que en este trabajo no se explora la posibilidad de cointegración entre las series por dos razones: primero, el mercado laboral colombiano ha experimentado grandes cambios en los últimos 25 años, tanto en los aspectos legales (leyes 50 de 1990, 100 de 1993 y 789 de 2002) como en la composición de este (e.j. proporción entre trabajadores calificados y no calificados)<sup>27</sup>. Estos hechos implicarían la no existencia de relaciones de cointegración de largo plazo. Segundo, dado que la evidencia es mixta en cuanto al orden de integración de las series, afirmar la existencia de relaciones de cointegración implicaría corroborar la no estacionariedad de cada una de las series empleadas, lo cual, como se mencionó, dada la muestra empleada es engorroso.

---

<sup>25</sup> Para una discusión más amplia sobre este tema véase Sims (1980).

<sup>26</sup> En las dos primeras pruebas se emplea el criterio de información modificado de Akaike propuesto por Ng y Perron (2001) para determinar el número de rezagos. En la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) se emplea el criterio de selección automática de rezagos a la Newey y West (1994), propuesto por Hobijn, Franses y Ooms (2004). Véase Ng y Perron (2001) para una discusión completa sobre los principales problemas en la construcción de las pruebas convencionales de raíz unitaria. Betancourt, Misas y Bonilla (2008) tienen una discusión resumida, pero completa al respecto.

<sup>27</sup> Un análisis más detallado sobre el posible impacto que pudieron haber generado los cambios en la legislación sobre el mercado laboral se encuentra en Sánchez, Duque y Ruiz (2009), Santamaría, García y Mujica (2009) y Tamayo (2008). Por otro lado, López (2011a) ofrece un análisis descriptivo muy completo sobre los principales cambios que ha tenido el mercado laboral colombiano en los últimos 25 años. Igualmente véase Arango *et al.* (2006).

**Cuadro 12.2:** Estadísticas descriptivas

Variables: TEM( $\Delta$  %), TEMN( $\Delta$  %), SMN( $\Delta$  %), SMN( $\Delta$  %) y PIBP( $\Delta$  %)

Variable	Período	Estadístico	Valor	Variable	Período	Estadístico	Valor
TEM	1985:I-1986:III	Media	0,0028	PIBP	1985:I-1986:III	Media	0,0134
		Desviación estándar	0,0123			Desviación estándar	0,0141
	1986:IV-1991:III	Media	0,0146		1986:IV-1991:III	Media	0,0262
		Desviación estándar	0,0239			Desviación estándar	0,0134
	1991:IV-1994:III	Media	0,0130		1991:IV-1994:III	Media	0,0142
		Desviación estándar	0,0282			Desviación estándar	0,0098
	1994:IV-2001:II	Media	-0,0519		1994:IV-2001:II	Media	-0,0258
		Desviación estándar	0,0445			Desviación estándar	0,0386
	2001:III-2004:I	Media	-0,0078		2001:III-2004:I	Media	0,0254
		Desviación estándar	0,0235			Desviación estándar	0,0087
2004:II-2008:I	Media	-0,0002	2004:II-2008:I	Media	0,0172		
	Desviación estándar	0,0496		Desviación estándar	0,0283		
2008:II-2009:III	Media	-0,0499	2008:II-2009:III	Media	-0,0331		
	Desviación estándar	0,0825		Desviación estándar	0,0095		
SMN	1985:I-1986:III	Media	0,0065	TEMN	1985:I-1986:III	Media	-0,0282
		Desviación estándar	0,0153			Desviación estándar	0,0562
	1986:IV-1991:III	Media	0,0041		1986:IV-1991:III	Media	-0,0159
		Desviación estándar	0,0156			Desviación estándar	0,0211
	1991:IV-1994:III	Media	0,0374		1991:IV-1994:III	Media	0,0372
		Desviación estándar	0,0162			Desviación estándar	0,0537
	1994:IV-2001:II	Media	-0,0101		1994:IV-2001:II	Media	-0,0114
		Desviación estándar	0,0458			Desviación estándar	0,0511
	2001:III-2004:I	Media	0,0176		2001:III-2004:I	Media	-0,0370
		Desviación estándar	0,0180			Desviación estándar	0,0223
2004:II-2008:I	Media	0,0466	2004:II-2008:I	Media	0,0520		
	Desviación estándar	0,0134		Desviación estándar	0,0548		
2008:II-2009:III	Media	-0,0137	2008:II-2009:III	Media	0,0029		
	Desviación estándar	0,0249		Desviación estándar	0,0612		

Fuente: DANE; cálculos del autor.

### 3.2. Análisis del modelo VAR lineal

Continuando con la estrategia de especificación *bottom-up*, se presenta la estimación lineal multivariada ( $VAR(P)$ ) de las dos relaciones que se quieren estudiar: la primera compuesta por la tasa de empleo moderno, el salario moderno no calificado y PIB por PET (PIBP), y la segunda, entre la tasa de empleo moderno no calificado, el salario moderno no calificado y el PIBP<sup>28,29</sup>.

Se incluye el salario moderno no calificado en la primera de estas relaciones debido a que, cuando se estima con el salario moderno promedio o el salario calificado, econométricamente no se encuentran estimaciones congruentes y robustas. Caso contrario sucede cuando se introduce el salario no calificado. Esto evidenciaría que los salarios no calificados determinan la sustitución de mano de obra no calificada por calificada<sup>30</sup>.

Para el Modelo 1 (TEM, SMN y PIBP) se encuentra que la mejor especificación, en términos de robustez de sus residuos, corresponde a un modelo VAR con dos o tres rezagos, mientras que para el Modelo 2 (TEMN, SMN y PIBP) la mejor especificación corresponde a uno con dos rezagos. Los cuadros A1.3 y A1.4 del Anexo 1 presentan las pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad de las dos especificaciones mencionadas, respectivamente. En este último caso, se aprecia que ninguno de los dos modelos resulta tener residuos normales, posiblemente debido a los cambios de estructura presentes en estas relaciones.

Por último, debido a la posible endogeneidad presente entre las variables empleadas en este estudio, se llevan a cabo pruebas de exogeneidad conjuntas, con el fin de comprobar si alguna variable puede modelarse como exógena dentro de las relaciones analizadas. Para esto, se sigue el procedimiento sugerido por Huh (2005), el cual se desarrolla en dos pasos: primero se estima un modelo VAR en forma reducida asumiendo una estructura recursiva (descomposición de Choleski). Asumiendo una matriz triangular inferior (superior) para la matriz de Choleski, se organizan las variables de tal forma que la serie a la cual se le quiere probar exogeneidad,  $x_{1t}$ , se pone en primer (último) lugar dentro de la estructura. Segundo, se realizan las pruebas de causalidad conjunta de Granger para cada una de las series, siguiendo el procedimiento descrito. Huh (2005) demuestra que  $x_{1t}$  es exógena en el modelo estructural si no hay causalidad en el sentido de Granger a  $x_{1t}$  de  $\bar{x}_t$  en el modelo VAR en forma reducida, donde  $y_t = (x_{1t}, \bar{x}_t)'$ ,  $y_t$  son las variables empleadas (TEM, SMN y PIBP para el Modelo 1 y TEMN, SMN y PIBP para el Modelo 2) y  $\bar{x}_t$  es el complemento de  $x_{1t}$ .

Los cuadros A1.5 y A1.6 del Anexo 1 presentan los resultados de las pruebas de causalidad de Granger conjuntas para los modelos 1 y 2, respectivamente,

---

<sup>28</sup> Todas las variables empleadas en las estimaciones reportadas en este estudio se desestacionalizan, mediante census X-12 del US Census Bureau.

<sup>29</sup> De aquí en adelante se entiende como *Modelo 1* al que relaciona la tasa de empleo moderno, el salario moderno no calificado y PIB por PET (PIBP), y al *Modelo 2* compuesto por el empleo moderno no calificado, el salario no calificado y el PIBP.

<sup>30</sup> Para una mirada completa al ciclo de los salarios véase López (2010).

para cada una de las variables empleadas. En ninguno de los casos es posible rechazar la hipótesis de no causalidad conjunta de cada una de las variables, para los dos modelos analizados, por lo que no es posible modelar ninguna variable como exógena.

### 3.3. Análisis del modelo $MS(M) - VAR(p)$

En esta subsección se presenta y se prueba la validez estadística de distintas especificaciones de la familia de los modelos multivariados con cambio de régimen. Se parte estimando un modelo  $MSI - VAR(p)$ , el cual supone que el intercepto es régimen-dependiente, con tres regímenes para los dos modelos estudiados en este artículo<sup>31,32</sup>. A partir de este modelo se prueba inicialmente la no régimen-dependencia de la matriz de varianza-covarianza usando la prueba de razón de verosimilitud LR (*likelihood ratio*) propuesto por Krolzig (1997)<sup>33</sup>. Los cuadros 12.3 y 12.4 presentan tal prueba para los modelos 1 y 2, respectivamente. En ambos casos se rechaza la hipótesis nula de no régimen-dependencia de la matriz de varianza-covarianza<sup>34</sup>.

Posteriormente, se investiga el comportamiento de los modelos propuestos y sus variables en las distintas fases del ciclo económico, es decir, se comprueba la existencia de asimetrías de profundidad (*deepness*) y afilamiento (*sharpness*), siguiendo lo propuesto por Clements y Krolzig (2003). El concepto de profundidad fue introducido inicialmente por Sichel (1993) y se refiere a la “profundidad” relativa de las crisis frente a la “altura” de las expansiones. Es decir, un proceso estocástico estacionario se dice que es “profundo” si la magnitud en las tasas de crecimiento durante las expansiones son menores a las tasas de crecimiento (en valor absoluto) durante las contracciones, y en ese caso la serie presenta un sesgo negativo.

Por otro lado, el concepto de afilamiento sigue la definición propuesta por McQueen y Thorley (1993) y resulta, por ejemplo, cuando las crisis se presentan de forma

---

<sup>31</sup> Las estimaciones se realizan con el paquete MSVAR 130ex para OX 3.4. Véase Krolzig (1998).

<sup>32</sup> Más adelante, en la nota de pie de página 38, se proveen distintos argumentos justificando la selección del número de regímenes. Al mismo tiempo, en este trabajo se escoge una estructura MSI en vez de MSM, principalmente por que se supone que los cambios en la media de un estado a otro se dan de forma “suavizada” y no de forma abrupta (tipo *sudden-stop*).

<sup>33</sup> Las pruebas de razón de verosimilitud sugeridas por Krolzig (1997) están basadas en el estadístico convencional, a decir:

$$LR = 2 \left( \ln L(\tilde{\lambda}) - \ln L(\tilde{\lambda}_r) \right)$$

donde  $\tilde{\lambda}$  y  $\tilde{\lambda}_r$  denotan el estimador máximo-verosimil sin restringir y restringido, respectivamente. La hipótesis nula en este caso es  $H_0 : \phi(\lambda) = 0$ , donde el estadístico  $LR$  tiene una distribución chi-cuadrado con  $r$  grados de libertad (Krolzig, 1997).

<sup>34</sup> Esto confirma nuestra primera intuición de que en las crisis y en los auges las volatilidades de las series empleadas aumentan tanto en el Modelo 1 como en el 2.

**Cuadro 12.3:** Prueba LR (régimen-dependencia de varianza-covarianza)

Modelo 1: TEM( $\Delta\%$ ), SMN( $\Delta\%$ ) y PIBP( $\Delta\%$ )				
Rezago	Prueba	chi-cuadrado	p-valor	Modelos
$p = 2$	<b>LR</b>	66	0,0000	(MSIH-MSI)
$p = 3$	<b>LR</b>	88	0,0000	(MSIH-MSI)

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro 12.4:** Prueba LR (régimen-dependiente de varianza-covarianza)

Modelo 2: TEMN( $\Delta\%$ ), SMN( $\Delta\%$ ) y PIBP( $\Delta\%$ )				
Rezago	Prueba	chi-cuadrado	p-valor	Modelos
$p = 1$	<b>LR</b>	59,9168	0,0000	(MSIH-MSI)
$p = 2$	<b>LR</b>	73,4380	0,0000	(MSIH-MSI)
$p = 3$	<b>LR</b>	81,9642	0,0000	(MSIH-MSI)

Fuente: cálculos del autor.

abrupta, mientras que los auges, tienen una mayor persistencia durante la fase. Esto es, las crisis tienen forma de pico inverso, mientras que los auges de parábola cóncava positiva.

Adicionalmente, se realizan pruebas convencionales de asimetría sobre cada una de las variables empleadas en cada uno de los modelos estimados.

Los cuadros 12.5 y 12.6 presentan los resultados para los modelos 1 y 2, respectivamente<sup>35</sup>.

En el primer caso (modelo 1), aunque no se encuentra asimetría de aflamamiento, sí se observa que para el caso de la TEM y el PIBP se rechaza la hipótesis nula de ausencia de asimetría de profundidad. El signo negativo en estos casos sugiere que efectivamente las tasas de crecimiento en valor absoluto son mayores en las crisis

<sup>35</sup> En Clements y Krolzig (2003) se desarrolla una prueba formal de este concepto para los modelos MS, siguiendo la definición formal de Sichel (1993); el proceso  $\{x_t\}$  se dice que es *non-deep* si no está sesgado:

$$E \left[ (x_t - \mu_t)^3 \right] = 0$$

En el caso de los modelos MS se comprueba la hipótesis de no asimetría de profundidad siguiendo el estadístico de Wald aplicado a la definición anterior, esto es:

$$H_0 : \phi(\lambda) = 0 \quad H_1 : \phi(\lambda) \neq 0$$

donde,

$$\phi_D = \sum_{m=1}^M \bar{\xi}_m (\mu_m - \mu_x)^3$$

En consecuencia, se dice que  $x_t$  es “profundo” (siguiendo la terminología empleada por Sichel (1993) si el valor del sesgo es negativo:  $E \left[ (x_t - \mu_t)^3 \right] < 0$ , y “alto” si el valor del sesgo es positivo:  $E \left[ (x_t - \mu_t)^3 \right] > 0$ . El estadístico de Wald de la asimetría de aflamamiento se construye siguiendo la definición propuesta por McQueen y Thorley (1993). En el caso de los modelos MS este tipo de asimetrías se comprueban de forma directa ya que basta con probar si:  $p_{m1} = p_{mM}$  y  $p_{1m} = p_{Mm}$  para todo  $m \neq 1, M$  y  $p_{1M} = p_{M2}$ . Véase Clements y Krolzig (2003) para mayor profundidad sobre estos dos conceptos.

**Cuadro 12.5:** Prueba de Wald (asimetría)**Modelo 1:** TEM( $\Delta$  %), SMN( $\Delta$  %) y PIBP( $\Delta$  %)

Prueba	Comparación	$p$ -valor
<i>Non-sharpness test: [Chi(3)]</i>	$p_{12} = p_{32}$	[0,8348]
	$p_{13} = p_{31}$	[0,8822]
	$p_{21} = p_{23}$	[0,9624]

Prueba estadística	Variable	Signo	$p$ -valor
<i>Non-deepness</i>	TEM	(-)	[0,0249]**
	PIB	(-)	[0,0420]**
	SMN	(+)	[0,3834]

Análisis de prueba de asimetría (datos)	Variable	Signo	$p$ -valor
Sesgo	TEM	(-)	[0,0000]***
	PIB	(-)	[0,0000]***
	SMN	(+)	[0,0050]***

Nota: 10%\* de significancia, 5%\*\* de significancia; 1%\*\*\* de significancia.  
Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro 12.6:** Prueba de Wald (asimetría)**Modelo 2:** TEMN( $\Delta$  %), SMN( $\Delta$  %) y PIBP( $\Delta$  %)

Prueba	Comparación	$p$ -valor
<i>Non-sharpness test: [Chi(3)]</i>	$p_{12} = p_{32}$	[0,8505]
	$p_{13} = p_{31}$	[0,0000]***
	$p_{21} = p_{23}$	[0,9246]

Prueba estadística	Variable	Signo	$p$ -valor
<i>Non-deepness</i>	TEMN	(-)	[0,0777]*
	PIB	(-)	[0,5430]
	SMN	(+)	[0,4356]

Análisis de prueba de asimetría (datos)	Variable	Signo	$p$ -valor
Sesgo	TEMN	(-)	[0,0030]***
	PIB	(-)	[0,0000]***
	SMN	(+)	[0,0061]***

Nota: 10%\* de significancia, 5%\*\* de significancia; 1%\*\*\* de significancia.  
Fuente: cálculos del autor.

que en los auges. Esto es, se da una “profundidad” mayor en la fase contraccionista del ciclo, que la “altura” observada durante la fase de auge. Lo cual implica que la pérdida de empleos y producción durante las crisis toma más tiempo en recuperarse del que duró esta pérdida.

En el caso del modelo 2 sí se encuentra evidencia de asimetrías de afilamiento para el caso de los regímenes 1 y 3 (crisis y auge). Este resultado contrasta con lo encontrado para el caso del empleo moderno total y, por tanto, sugiere que la dinámica del empleo moderno no calificado, el PIBP y los salarios modernos no calificados, tiende a ser más persistente durante los auges, mientras que las crisis

tienden a darse de forma abrupta. Esto coincide con el comportamiento observado del empleo moderno no calificado, descrito en la sección 1. Adicionalmente, se encuentra evidencia de la existencia de asimetrías de profundidad para el caso de la tasa de empleo moderno no calificado, y al igual que para la tasa de empleo moderno total, significa cambios porcentuales mayores (en valor absoluto) durante los períodos de crisis, a los observados en las fases de auge.

Igualmente, para el caso de las variables (datos) se observan dos aspectos interesantes: primero, se evidencia un sesgo negativo y significativo para la TEM, PIBP y TEMN, confirmando los resultados anteriores; esto es, la “profundidad” en fases de contracción es mayor a la “altura” en las fases de expansión. Sin embargo, el sesgo encontrado para el caso de SMN es positivo, sugiriendo un análisis inverso al descrito. Este hecho puede deberse a las rigideces a la baja en los salarios, mas no al alza; no obstante, es un resultado que se debe investigar con más detenimiento.

Estos resultados corroboran la idoneidad de la metodología empleada, dado que los modelos  $MS - VAR$  capturan este tipo de asimetrías, como se confirmará.

Se procede, entonces, a corroborar la hipótesis nula de la no régimen-dependencia de los parámetros autorregresivos de la estimación ( $A_i$ ), empleando igualmente la prueba de razón de verosimilitud. Los cuadros 12.7 y 12.8 presentan los resultados de dicha prueba, corroborándose para ambos modelos el rechazo de la hipótesis nula de no régimen-dependencia de los parámetros autorregresivos. Igualmente, se presentan los resultados del test LR para los dos modelos, con el fin de determinar el orden autorregresivo de la estimación (estrategia *top-down*). Aquí se encuentra que el orden autorregresivo ideal es  $p = 2$ , para ambos modelos<sup>36</sup>.

**Cuadro 12.7:** Prueba LR (régimen-dependiente de  $A_i$ )

Modelo 1: TEM( $\Delta$ %), SMN( $\Delta$ %) y PIBP( $\Delta$ %)				
Rezago	Prueba	chi-cuadrado	$p$ -valor	Modelos
$p = 2$	<b>LR</b>	52,356	0,0070	(MSIAH-MSIH)
$p = 3$	<b>LR</b>	81,602	0,0090	(MSIAH-MSIH)
$p = 3 \mid p = 2$	<b>LR</b>	17,623	0,4807	(MSIAH-MSIH)

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro 12.8:** Prueba LR (régimen-dependiente de  $A_i$ )

Modelo 2: TEMN( $\Delta$ %), SMN( $\Delta$ %) y PIBP( $\Delta$ %)				
Rezago	Prueba	chi-cuadrado	$p$ -valor	Modelos
$p = 2$	<b>LR</b>	70,4774	0,0654	(MSIAH-MSIH)
$p = 3$	<b>LR</b>	104,4636	0,0000	(MSIAH-MSIH)
$p = 3 \mid p = 2$	<b>LR</b>	18,2178	0,4414	(MSIAH-MSIH)

Fuente: cálculos del autor.

<sup>36</sup> Se emplea la estrategia *top-down* propuesta por Krolzig (1997), partiendo de seis rezagos y disminuyendo secuencialmente a medida que se acepte la hipótesis nula, hasta rechazarla.

Por último, se procede a estimar las pruebas de asimetrías y no-linealidad del modelo lineal  $VAR(p)$  y su contraparte  $MSIAH - VAR(p)$  seleccionado, producto de la estrategia *bottom-up*. Esta prueba se construye con el estadístico de razón de verosimilitud  $LR$ , tomando como hipótesis nula la “linealidad” del modelo  $VAR(p)$ . Los cuadros 12.9 y 12.10 muestran que para ambos modelos la hipótesis nula se rechaza en favor del  $MSIAH - VAR(p)$ .

**Cuadro 12.9:** Prueba LR (linealidad)

Modelo 1: TEM( $\Delta$ %), SMN( $\Delta$ %) y PIBP( $\Delta$ %)				
Rezago	Prueba	chi-cuadrado	$p$ -valor	Modelos
$p = 2$	<b>LR</b>	195,0164	0,0000	(MSIAH-VAR)

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro 12.10:** Prueba LR (linealidad)

Modelo 2: TEMN( $\Delta$ %), SMN( $\Delta$ %) y PIBP( $\Delta$ %)				
Rezago	Prueba	chi-cuadrado	$p$ -valor	Modelos
$p = 2$	<b>LR</b>	215,8928	0,0000	(MSIAH-VAR)

Fuente: cálculos del autor.

En consecuencia, se obtiene que la mejor especificación para ambos modelos es una del tipo  $MSIAH - VAR(2)$ , gobernado por tres regímenes<sup>37</sup>. Estos últimos, se identifican como “crisis, recuperación y auge”<sup>38</sup>. En el caso del primer modelo, donde se tiene la TEM, SMN y el PIBP, con base en los residuos estandarizados y suavizados y en las predicciones un paso adelante, se encontró mayor robustez cuando se emplean tres rezagos en la especificación<sup>39</sup>.

<sup>37</sup> Es decir, tanto el intercepto, la matriz de varianza-covarianza y los parámetros autorregresivos son régimen-dependientes.

<sup>38</sup> Para determinar el número de regímenes, la literatura ha intentado aproximarse modelando la función de verosimilitud en función de los parámetros “molestos”, presentes en este tipo de estimaciones. La presencia de estos parámetros “molestos”, da suficiente libertad a la función de verosimilitud para que la distribución asintótica del estadístico de razón de verosimilitud estandarizado no sea acotada; luego, no sería posible identificar variaciones en la significancia de los parámetros. Hansen (1992) y García (1998) realizan distintas simulaciones para un conjunto de probabilidades de transición y parámetros régimen-dependientes con el fin de construir una distribución asintótica para el estadístico  $LR$ . Sin embargo, estos estadísticos contruidos solo aplican para un número limitado de modelos; entonces su generalización al  $MS - VAR$  no es posible (véase Krolzig, 1997). Recientemente, Carrasco, Hu y Ploberger (2004) proponen un nuevo test para analizar la estabilidad de los parámetros en el marco de los modelos  $MS$ , el cual solo requiere la estimación del modelo bajo la hipótesis nula. Por otro lado, Di Sanzo (2009) construye por *bootstrap* una aproximación al estadístico  $LR$ , teniendo en cuenta el número de componentes en un modelo  $MS$ . En este trabajo se escogió el número de regímenes teniendo presente dos aspectos: la literatura internacional (Krolzig y Toro (2001); Krolzig, Marcellino y Mizon (2002)) y los resultados obtenidos para el caso colombiano. Después de esto, se concluye que tres regímenes es una especificación apropiada para la economía colombiana.

<sup>39</sup> En este tipo de modelos, muchas de las pruebas convencionales que se utilizan para chequear autocorrelación y normalidad, no pueden estimarse debido a que los residuos no tienen una

Los cuadros A1.7 y A1.8 del Anexo 1 presentan los resultados de la estimación, junto con los valores  $t$  de los parámetros estimados, respectivamente, para el primer modelo. El cuadro 12.11 presenta la matriz de probabilidades de transición del modelo 1 estimado con tres rezagos. A partir de esta, es posible inferir la duración media de cada estado: el primer régimen (crisis) tiene una duración media de 6,43 trimestres, mientras que el segundo (recuperación) tiene una duración promedio de 7,33 trimestres. Por su parte, el tercero (auge) tiene una duración de 9,8 trimestres (Gráfico 12.1). Estos resultados son acordes con lo encontrado en el análisis descriptivo por subperíodos, donde se evidenció que el empleo moderno en general tuvo un mejor desempeño que el empleo moderno no calificado. Igualmente, estos resultados están en la misma línea a lo encontrado, cuando se analizó las asimetrías de profundidad y afilamientos; los auges son períodos por lo general más persistentes y largos frente a las crisis.

**Cuadro 12.11:** Matriz de probabilidades de transición:  $P$

Modelo 1: TEM( $\Delta$ %), SMN( $\Delta$ %) y PIBP( $\Delta$ %)			
Régimen	1	2	3
1	0,8444	0,1556	0,0000
2	0,0534	0,8636	0,0830
3	0,0645	0,0375	0,8980

Fuente: cálculos del autor.

El Gráfico 12.3 presenta el comportamiento de las variables del mercado laboral para el modelo 1 y el PIBP (en diferencias, en ambos casos) y sus distintos regímenes durante el período 1984-2009, los cuales se aproximan a lo descrito en la sección 1. Se aprecia claramente que el primer régimen se puede identificar con un período de crisis: refleja la crisis de los años noventa y la más reciente sobre el PIBP, el empleo moderno y los salarios. Esto puede verificarse observando que la probabilidad de estar en el primer régimen es igual a 1 para las fechas mencionadas<sup>40</sup>. Para una mirada más detallada de los regímenes se calcula el componente tendencial y cíclico de cada una de las variables utilizadas en los modelos 1 y 2, empleando la estimación del filtro de Hodrick y Prescott; los gráficos A1.1, A1.2, A1.3 y A1.4, del Anexo 1 presentan dichos componentes. Específicamente los gráficos A1.1 y A1.2 (donde se presenta el componente cíclico y tendencial de la TEM y el PIBP) dan una buena intuición al respecto.

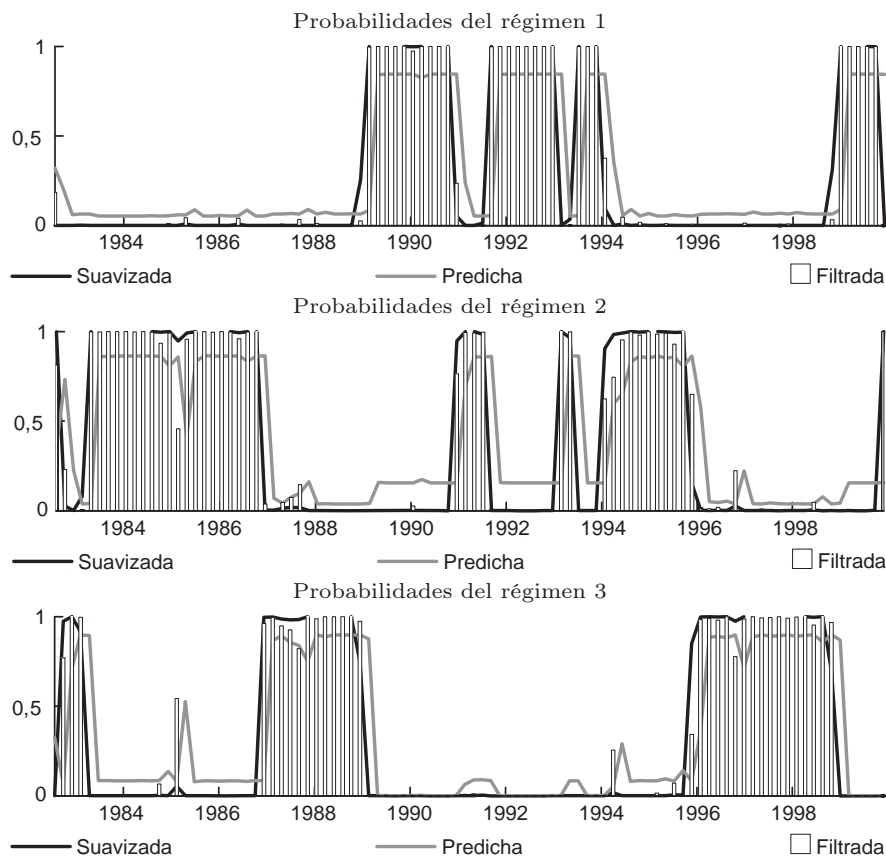
El régimen 2, por su parte, coincide con un período de recuperación-bajo crecimiento: pobre desempeño del PIBP y del mercado laboral durante finales de la

---

distribución asintótica convencional. Sin embargo, pueden emplearse los residuos estandarizados y suavizados, junto con las predicciones un paso hacia adelante con el fin de detectar señales de correlación en los mismos.

<sup>40</sup> Se debe notar que los ejes verticales de los gráficos, para cada uno de los regímenes (1, 2 y 3), tienen un rango que va de 0 a 1, lo que es precisamente la probabilidad de estar en cada uno de los regímenes mencionados. Por ejemplo, para el régimen 1 se observa que la probabilidad fue 1 durante los períodos 1995-1997, 1998-2001 y 2008-2009; entonces, se concluye que se está en el régimen 1 para estos períodos. Posteriormente, se compara con el componente tendencial y cíclico de cada una de las series, y se puede concluir rápidamente que el régimen 1 hace referencia a un

**Gráfico 12.3:** Dinámica del mercado laboral (modelo 1)



Fuente: DANE; cálculos del autor.

década de los ochenta e inicios de los noventa (gráficos A1.1 y A1.2, del Anexo 1). Igualmente, se aprecia en este régimen la fase de recuperación posterior a la crisis de finales de los años noventa. Por último, el régimen 3 coincide con las fases de auge más notorias que ha experimentado la economía en los últimos 25 años, a decir: inicios de la segunda mitad de la década de los ochenta, primera mitad de la década de los noventa y entre 2003 y 2007.

Debido a la no normalidad de los residuos predichos, en este caso no pueden implementarse las técnicas de chequeo tradicionales. Sin embargo, el uso de herramientas típicas (como autocorrelogramas y densidades por regímenes) puede dar indicios de la robustez de los modelos<sup>41</sup>.

---

período de crisis. Realizando de nuevo este análisis, se puede llegar a las conclusiones respectivas para cada uno de los regímenes.

<sup>41</sup> En Tamayo (2012) se presenta el grado de ajuste del modelo estimado y algunas pruebas convencionales.

Dadas las estimaciones presentadas, es posible inferir las elasticidades interanuales para el empleo moderno frente al PIB y al SMN, para cada uno de los regímenes estudiados en este artículo; crisis (R1), recuperación (R2) y auge (R3)<sup>42</sup>. El concepto de elasticidad mencionado sigue de cerca la literatura que ha empleado este tipo de modelos (*MS – VAR*), funciones de impulso-respuesta, régimen-dependiente (e.j. Ehrmann, Ellison y Valla (2003); Tillmann (2003); Calza y Sousa (2006); Chen (2009); entre otros). Similar al argumento expuesto por Ehrmann, Ellison y Valla (2003), la validez del análisis régimen-dependiente de las elasticidades está condicionado a la duración esperada de cada régimen. En la medida en que la matriz de transición predice regímenes altamente persistentes (como efectivamente sucede), el análisis de las elasticidades por régimen se convierte en una herramienta útil.

Para el SMN se realiza un ajuste por el crecimiento de la PET, con el fin de encontrar la elasticidad interanual del empleo moderno al salario moderno no calificado. El Cuadro 12.12 presenta dichas elasticidades para el caso del empleo moderno: se observa que en períodos de crisis (régimen 1) las elasticidades del empleo moderno aumentan (en valor absoluto) tanto frente al PIB como al SMN, y van disminuyendo paulatinamente a medida que se avanza hacia la recuperación y el auge, exceptuando el caso de la elasticidad empleo-SMN, la cual es mayor (en valor absoluto) en el tercer régimen (auge).

Las elasticidades presentadas en el Cuadro 12.12 coinciden en buena forma con la matriz de correlaciones contemporáneas de cada régimen, expuestas en el Cuadro A1.9 del Anexo 1, exceptuando la relación negativa entre el PIBP y la tasa de empleo moderno encontrada para el régimen 3 (auge), en este último caso.

**Cuadro 12.12:** Elasticidades empleo moderno

Elasticidad / régimen	1	2	3
TEM-PIBP	0,44313	0,20879	0,062771
TEM-SMN	-0,14969	-0,09618	-0,11145

Fuente: cálculos del autor.

Una vez obtenidos los resultados del modelo 1, se procede al análisis de los resultados encontrados para el modelo 2 (relación entre la TEMN, PIBP y SMN). Los cuadros A1.10 y A1.11 del Anexo 1 presentan los resultados de la estimación (parámetros estimados), junto con los valores *t* de los parámetros estimados, respectivamente. Al igual que en el caso anterior, dados los resultados de la matriz

<sup>42</sup> Las elasticidades interanuales al empleo moderno se calculan mediante la suma de los coeficientes rezagados en la ecuación en que el empleo moderno es modelado como variable endógena. Se debe tener en cuenta que estas estimaciones presentan dos problemas: el primero, es que no son técnicamente elasticidades, ya que el año base es cambiante; luego, las elasticidades serán interanuales dado que se trabajó con variaciones anuales en la estimación. El segundo, es que técnicamente para el cálculo de las elasticidades, estas deberían haberse modelado como variables exógenas. Sin embargo, en la sección 4.2 encontramos que no era posible modelar el PIBP o los SMN como tales; entonces, se debe subrayar el carácter endógeno de las elasticidades aquí encontradas.

de probabilidades de transición (Cuadro 12.13) es posible determinar la duración media de cada uno de los regímenes: en este caso el estado *crisis* (régimen 1) tiene una duración promedio de 3,14 trimestres, mientras que el régimen 2 (*recuperación*) tiene una duración promedio de 3,98 trimestres. Por su parte, el régimen 3 (*auge*) tiene una duración promedio de 2,99 trimestres<sup>43</sup>. Estos resultados muestran una diferencia notoria en la dinámica de los empleos modernos no calificado y total, ya que este último tiene una duración mayor en los períodos de crisis y recuperación, así como una persistencia mayor en cada uno de los regímenes. Esto posiblemente se debe a la tendencia que presentó el empleo moderno no calificado en los últimos quince años, cuando se observó una caída en la participación dentro del empleo total.

**Cuadro 12.13:** Matriz de probabilidades de transición:  $P$

<b>Modelo 2:</b> TEMN( $\Delta$ %), SMN( $\Delta$ %) y PIBP( $\Delta$ %)			
<b>Régimen</b>	1	2	3
1	0,6813	0,3187	0,0000
2	0,1088	0,7487	0,1425
3	0,0000	0,3342	0,6658

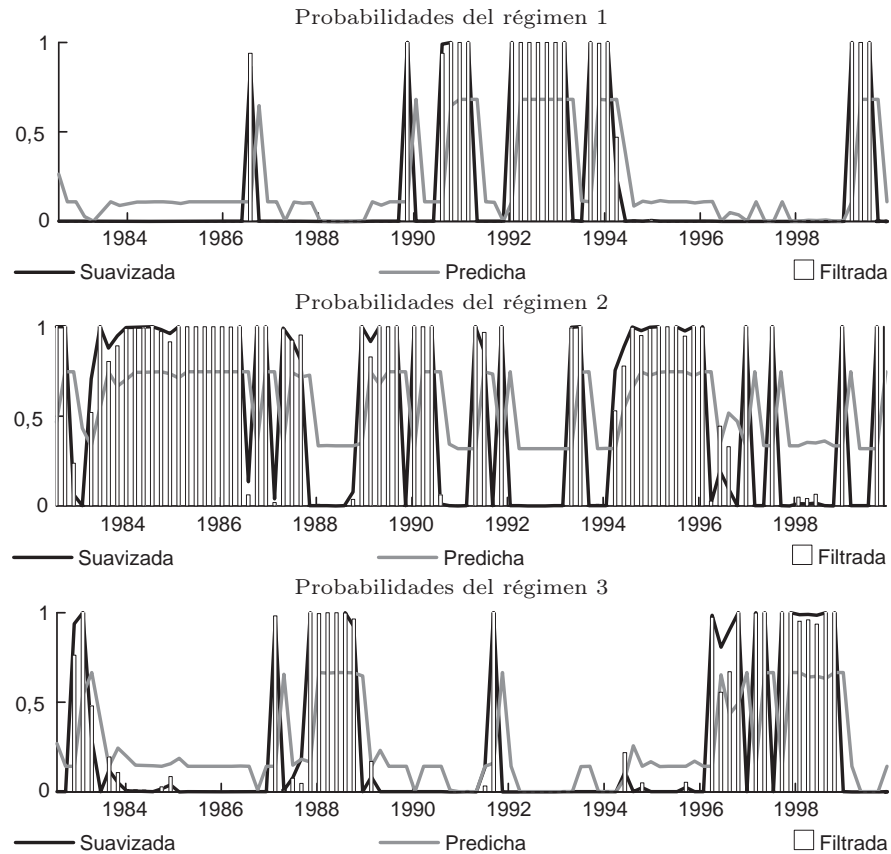
Fuente: cálculos del autor.

La menor persistencia de los regímenes observada en el caso del modelo 2 se evidencia por completo en el Gráfico 12.4. Hay tres aspectos fundamentales por destacar de este gráfico: primero, los períodos de auge fueron más cortos que en el caso donde se analizó el empleo moderno total. Segundo, los periodos de crisis, a pesar de que no fueron menores, sí tuvieron una menor persistencia. Por último, cabe destacar la gran participación que gana el régimen 2 en este segundo modelo, tanto en número de eventos como en persistencia.

Siguiendo una estrategia similar a la del caso anterior, el Cuadro 12.14 presenta las elasticidades para el empleo moderno no calificado: elasticidad EMN-PIB y EMN-SMN para cada uno de los regímenes estudiados. Se aprecia que el empleo moderno no calificado resulta ser altamente sensible al salario moderno no calificado en los períodos de crisis, y en menor magnitud en los de auge. Con respecto al PIB, se aprecian dos aspectos interesantes: el primero, y que tradicionalmente se ha encontrado en la literatura, es la baja elasticidad del empleo moderno no calificado con respecto al PIBP, observado tanto en los períodos de auge como en los de crisis. El segundo, y el más llamativo de los resultados, resulta ser la elasticidad negativa del EMN al PIB evidenciada en los períodos de recuperación (régimen 2). Lo anterior sugiere que, en los períodos de recuperación, aumentos del PIB van acompañados de caídas en el empleo moderno no calificado, o lo que es lo mismo, en períodos de recuperación, caídas del PIB acompañan aumentos del empleo moderno no calificado. Paradójicamente, esto se ha venido cumpliendo en los distintos períodos de recuperación, posteriores a intensos eventos de

<sup>43</sup> Igual que en el Modelo 1, en Tamayo (2012) se presenta el grado de ajuste del modelo estimado y algunas pruebas convencionales.

**Gráfico 12.4:** Dinámica del mercado laboral (modelo 2)



Fuente: DANE; cálculos del autor.

crisis o previos a eventos de auge, donde se observa disminuciones en el empleo moderno no calificado<sup>44</sup>. Este resultado contrasta notoriamente con las correlaciones contemporáneas presentadas en el Cuadro A1.12.

**Cuadro 12.14:** Elasticidades empleo moderno no calificado

Elasticidad / régimen	1	2	3
TEMN-PIBP	0,085996	-0,73676	0,10905
TEMN-SMN	-0,57303	0,03652	-0,123184

Fuente: cálculos del autor.

<sup>44</sup> El Gráfico A1.5, presenta la comparación del componente cíclico de un filtro de Hodrick y Prescott de la tasa de empleo moderno no calificado y el PIBP, donde se puede apreciar que, en las épocas clasificadas como períodos de recuperación, hubo una tendencia contraria entre la TEMN y el PIB. Un explicación a este fenómeno es que en los períodos de crisis-recuperación hay una sustitución intensiva de mano de obra no calificada por calificada, determinada en gran medida por el comportamiento de los salarios. En consecuencia, el PIBP cumple un papel protagónico, ya que a medida que se recupera la economía, mayor es la sustitución.

### 3.4. Análisis de sensibilidad

En esta sección se hace un análisis de sensibilidad para las estimaciones de las elasticidades tanto del empleo moderno total como para el empleo moderno no calificado, presentadas en la sección anterior. Para su construcción se emplea técnicas convencionales de *bootstrapping*, siguiendo lo propuesto por Ehrmann, Ellison y Valla (2003). La técnica empleada consiste en simular distintos “pasados” de las variables dependientes del modelo, para luego realizar la estimación de estas nuevas variables, de igual forma que se hizo inicialmente con la data original. Como subrayan Ehrmann, Ellison y Valla (2003), debido a que las variables endógenas creadas tienen por lo general una muestra pequeña, sus estimaciones no coinciden exactamente con las obtenidas con los datos iniciales; entonces, puede llevarse a cabo técnicas convencionales de *bootstrapping* para aproximarse a la distribución de los parámetros (elasticidades) estimados.

Para simular el “pasado” de las variables endógenas es necesario crear inicialmente una historia, también simulada, de los regímenes del modelo, para luego emplearlos en la construcción de las primeras. Básicamente se siguen los tres primeros pasos (de los cinco) propuestos por Ehrmann, Ellison y Valla (2003). En el primero se crea el “pasado” de los regímenes del modelo, empleando la matriz de transición de probabilidades estimada inicialmente como matriz de transición exógena. Para simular los regímenes con la muestra, se seleccionan inicialmente los regímenes en el período cero, escogiendo un número aleatorio de una función con distribución uniforme entre  $[0, 1]$  y comparándolas con las probabilidades incondicionadas de estar en cada régimen. Posteriormente, en cada momento se toman igualmente números aleatorios de una función con distribución uniforme entre  $[0, 1]$ , y se comparan con las probabilidades condicionadas de transición. En este caso, se debe tener presente que ambos modelos se estiman con tres regímenes (en Ehrmann, Ellison y Valla (2003) se hace con dos); por consiguiente, la comparación debe realizarse para todas las probabilidades condicionadas, dado que se está en el estado  $i$ , buscando poder garantizar que la matriz de transición continúe siendo ergódica e irreducible en cada simulación que se realice.

Segundo, se simula el “pasado” para las variables endógenas empleando los parámetros estimados inicialmente, los regímenes simulados y unos nuevos residuos normalmente distribuidos con media cero y varianza  $I_K$ , dado que la matriz de varianza-covarianza se normaliza para cada uno de los regímenes. Por último, se realiza la estimación de esta nueva data simulada.

Aplicando este procedimiento un número elevado de veces, es posible obtener una aproximación numérica a la distribución de las elasticidades, y en consecuencia construir intervalos de confianza a las estimaciones centrales. Los cuadros 12.15 y 12.16 presentan los resultados para las elasticidades del empleo moderno y del empleo moderno no calificado, respectivamente. En estas se presenta el intervalo superior (+) y el intervalo inferior (−) de la elasticidad de la sección anterior, en un nivel de significancia del 5%.

En el caso del empleo moderno total (EM) se observa que los resultados estimados inicialmente son robustos; es decir, la elasticidad EM-PIBP resulta ser positiva y mayor en los períodos de crisis, mientras que la elasticidad EM-salario

**Cuadro 12.15:** *Bootstrapping* para las elasticidades: empleo moderno total

Elasticidad / régimen	Crisis	Recuperación	Auge
Int. (+) 5 % (conf.)	0,4648	0,2499	0,2174
<b>EM-PIBP</b>	0,4431	0,2088	0,0628
Int. (-) 5 % (conf.)	0,3763	0,0801	0,0620
Int. (+) 5 % (conf.)	-0,0143	-0,0818	-0,1135
<b>EM-SMN</b>	-0,1497	-0,0962	-0,1115
Int. (-) 5 % (conf.)	-0,1517	-0,1897	-0,2046

Int.: intervalo; Conf.: confianza.  
Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro 12.16:** *Bootstrapping* para las elasticidades: empleo moderno no calificado

Elasticidad / régimen	Crisis	Recuperación	Auge
Int. (+) 5 % (conf.)	0,0862	-0,1088	0,0990
<b>EMN-PIBP</b>	0,0860	-0,7368	0,1091
Int. (-) 5 % (conf.)	0,0439	-0,7332	-0,5722
Int. (+) 5 % (conf.)	-0,5750	0,1581	-0,0294
<b>EMN-SMN</b>	-0,5682	0,0365	-0,1232
Int. (-) 5 % (conf.)	-0,6224	-0,0783	-0,1283

Int.: intervalo; Conf.: confianza.  
Fuente: cálculos del autor.

moderno no calificado (SMN) es negativa en todos los regímenes y mayor en valor absoluto durante los períodos de crisis.

Para el caso del EMN se observa que su elasticidad al PIBP es positiva en las crisis, y no es estadísticamente distinta de cero en los períodos de auge, mientras que en los de recuperación resulta ser negativa, aunque en menor medida (en valor absoluto) a lo encontrado inicialmente. Con respecto a la elasticidad EMN-SMN, se observa que en los períodos de crisis la elasticidad es negativa al igual que en los de auge, siendo mucho mayor (en valor absoluto) en el primero que en el segundo caso. Por último, esta elasticidad no resulta ser estadísticamente distinta de cero en los períodos de recuperación<sup>45</sup>.

Para un panorama completo de la dinámica del mercado laboral y su relación con la actividad económica agregada, se necesita analizar la dinámica del empleo moderno calificado, sus salarios y el PIB. A pesar de que esta relación puede deducirse implícitamente de los resultados encontrados en este trabajo, dicho tema no se aborda y se deja como estudio futuro junto con el de la tasa de desempleo, la tasa de participación y su relación con el PIB<sup>46</sup>.

<sup>45</sup> Adicional a los resultados presentados, se estimaron de nuevo los dos modelos, empleando el componente cíclico del logaritmo natural de cada una de las series. Para el caso del primer modelo los resultados encontrados son bastante similares a los mencionados. Igualmente sucede para el caso del segundo modelo, salvo la elasticidad EMN-PIBP en períodos de crisis, la cual sugiere ser igual a cero, y la misma elasticidad para el auge es positiva, con un valor cercano a 0,06.

<sup>46</sup> Estos temas se abordan para el caso de la economía colombiana en una serie de trabajos que se encuentran actualmente en desarrollo por López (2011b) y Tamayo (2011).

#### 4. IMPLICACIONES DE POLÍTICA Y CONCLUSIONES

Como se anotó, el objetivo de este estudio es analizar las asimetrías en la demanda por trabajo, particularmente la demanda de empleo moderno total y sin educación superior en Colombia a lo largo del ciclo económico, para el período 1984-2009. Para tal fin se estiman modelos de series de tiempo multivariados con cambio de régimen,  $MS-VAR(p)$  (*Markov Switching-VAR models*), siguiendo la metodología propuesta por Krolzig (1997) y Clements y Krolzig (2003), quienes recogen la idea de cambio de régimen, propuesta inicialmente por Hamilton (1989). Los resultados confirman la existencia de no linealidad y asimetrías en la demanda por empleo moderno total y no calificado, las cuales varían dependiendo de la fase del ciclo (estado) de la actividad económica agregada.

Así, las pruebas de asimetrías evidenciaron que para el modelo 1 (tasa de empleo moderno total, PIB por población en edad de trabajar y el salario moderno no calificado), aunque no se encuentra asimetría de aflamamiento, sí se observa que en el caso de la TEM y el PIBP se rechaza la hipótesis nula de ausencia de asimetría de profundidad. El signo negativo en estos casos sugiere que efectivamente las tasas de crecimiento en valor absoluto son mayores en las crisis que en los auges. Esto es, se da una “profundidad” mayor en la fase contraccionista del ciclo, frente a la “altura” observada durante el auge, similar a lo encontrado por Acemoglu y Scott (1994).

En el caso del modelo 2 (tasa de empleo moderno no calificado, PIB por población en edad de trabajar y el salario moderno no calificado), sí se encuentra evidencia de asimetrías de aflamamiento para el caso de los regímenes 1 y 3 (crisis y auge). Igualmente, se encuentra evidencia en favor de la existencia de asimetrías de profundidad para el caso de la tasa de empleo moderno no calificado.

En general, el análisis de sensibilidad permitió concluir algunos aspectos importantes del mercado laboral colombiano: primero, el empleo moderno total (EM) reacciona (de forma positiva) fuertemente en los períodos de crisis y recuperación ante variaciones del PIBP, y de una forma más moderada en las fases de auge. Este comportamiento contrasta notoriamente con el del empleo moderno no calificado (EMN), el cual reacciona positivamente en los períodos de crisis ante variaciones en el PIB; en la fase de recuperación el signo de la elasticidad se invierte y, en consecuencia, a medida que se recupera el PIB se sustituyen empleos no calificados por calificados (dado que la elasticidad del empleo moderno total es positiva), disminuyendo el empleo no calificado. Por último, en los períodos de auge el empleo no calificado parece no reaccionar ante variaciones del PIB.

Esta asimetría presente en la elasticidad del empleo moderno total y sin educación superior con respecto al PIBP, durante los períodos de recuperación y auge, evidencia la prociclicidad del empleo calificado con respecto a este último; dado que en los ciclos de recuperación y auge la elasticidad EM-PIBP es positiva, mientras que la elasticidad EMN-PIBP es negativa en las fases de recuperación e igual a cero en las fases de auge, por consiguiente, la entrada de personas calificadas al mercado laboral está condicionada a la dinámica de la economía, especialmente en las fases mencionadas.

Segundo, la elasticidad EM-salario moderno no calificado resulta ser negativa y similar en las tres fases analizadas (cerca al  $-0,11$ ), aunque levemente mayor (en valor absoluto) en los períodos de crisis. Por otro lado, se observan diferencias significativas en la respuesta (elasticidad) del empleo moderno no calificado ante variaciones en el SMN, frente al empleo moderno total. Para los períodos de crisis la elasticidad EMN-SMN es negativa y significativamente mayor (en valor absoluto es cuatro veces) a la observada para el empleo moderno total. Adicionalmente, en los períodos de recuperación no es estadísticamente distinta de cero, mientras que en el auge es negativa con un valor similar al encontrado para el empleo moderno total ( $-0,12$ ). Estos resultados sugieren que la respuesta del empleo moderno calificado ante variaciones en el SMN es inferior a la presentada por el EMN, particularmente en los períodos de crisis.

La evidencia presentada en este trabajo sugiere algunas implicaciones importantes sobre las medidas de política económica laboral. Primero, los resultados encontrados en las pruebas de asimetría de “profundidad” y “afilamiento”, junto con las elasticidades para el empleo moderno total y el empleo moderno no calificado con respecto al PIBP, en las distintas fases del ciclo económico, resaltan la importancia de llevar a cabo políticas económicas oportunas que estimulen el empleo durante las fases de crisis económicas, o en el mejor de los casos, evite una pérdida considerable de los mismos; ya que, como se evidenció, la caída del empleo en las fases de contracción económica toma más tiempo en recuperarse del que toma en caer. Esto es, la elasticidad es mayor en las crisis que en los auges y recuperación; luego, la salida de empleos ante una caída en el PIB de  $x\%$  es mayor a la entrada de nuevos empleos dado un crecimiento del PIB de  $x\%$ .

Segundo, en un trabajo que adelantan actualmente López y Tamayo (2011) se muestra que las variaciones del salario mínimo se transmiten al salario medio no calificado casi en su totalidad. Este hecho, junto con los hallazgos encontrados acá, sugiere la importancia de un adecuado manejo de las políticas salariales, particularmente en las épocas (fases) de crisis.

Lo anterior contrasta notoriamente con lo observado en el comportamiento del salario mínimo en las dos recientes crisis que tuvo la economía colombiana, donde el salario mínimo real aumentó incluso más que en los períodos de auge-recuperación adyacentes. A lo mencionado, hay que agregarle los efectos que tienen el comportamiento asimétrico del PIB y los salarios sobre el empleo, esto es, una crisis acompañada de aumentos salariales genera una destrucción de empleo a un muy corto plazo; sin embargo, su recuperación posterior a este evento toma más tiempo.

Por último, cabe resaltar el panorama tan poco optimista que tiene el empleo moderno no calificado por delante. Tal como se presentó en la sección 1, el desempeño de estos dentro de la participación total del empleo, así como por unidad de PIB urbano, ha tenido una tendencia decreciente durante los últimos veinte años. Adicionalmente, los resultados de este estudio evidencian una situación bastante desfavorable: elasticidad positiva en los períodos de crisis, que se traducen en caídas del EMN, mientras que se evidencia elasticidad negativa o nula en fases de recuperación-auge, que no se traducen en lo contrario. Igualmente, se registra

una elasticidad alta (en valor absoluto) al SMN en períodos de crisis y moderada en los períodos de auge. En general, el EMN presenta desventajas significativas en todas las fases del ciclo económico, frente a su contraparte calificada, de ahí la importancia de continuar y expandir los programas de educación superior a un porcentaje mayor de la población.

## REFERENCIAS

- ABOWD, J. Y A. ZELLNER (1985): "Estimating Gross Labor-Force Flows", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.3(núm. 3), pp. 254–83.
- ACEMOGLU, D. Y A. SCOTT (1994): "Asymmetries in the Cyclical Behaviour of UK Labour Markets", *Economic Journal*.
- ARANGO, C. Y A. ROJAS (2004): "Demanda laboral y reforma comercial en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 44, pp. 96–154.
- ARANGO, L., M. GÓMEZ Y C. POSADA (2011): "La demanda de trabajo formal en Colombia: determinantes e implicaciones de política", en *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, ed. L. Mahadeva, y M. Jalil, pp. 607–641, Bogotá, Colombia. Banco de la República - Universidad Externado de Colombia.
- BECKER, R., W. ENDERS Y J. LEE (2006): "A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 27(núm. 3), pp. 381–409.
- BERNAL, R. Y M. CÁRDENAS (2003): "Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976-1996", *NBER, Working Papers*, núm. 10077, National Bureau of Economic Research, Inc.
- BETANCOURT, R., M. MISAS Y L. BONILLA (2008): "'Pass-Through" de las tasas de interés en Colombia: Un enfoque multivariado con cambio de régimen", *Borradores de Economía*, núm. 535, Banco de la República de Colombia.
- BLANCHARD, O. Y P. DIAMOND (1990): "The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 21(núm. 2), pp. 85–156.
- BLANCHARD, O., P. DIAMOND, R. HALL Y J. YELLEN (1989): "The Beveridge Curve", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1989(núm. 1), pp. 1–76.
- CABALLERO, R. (1992): "A Fallacy of Composition", *American Economic Review*, vol. 82(núm. 5), pp. 1279–92.
- CALZA, A. Y J. SOUSA (2006): "Output and Inflation Responses to Credit Shocks: Are There Threshold Effects in the Euro Area?", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, vol. 10(núm. 2), pp. 3.

- CARRASCO, M., L. HU Y W. PLOBERGER (2004): “Optimal Test for Markov Switching”, Working paper, University of Rochester.
- CHEN, C. (2009): “Is the International Transmission of Business Cycle Fluctuation Asymmetric? Evidence from a Regime Dependent Impulse Response Function”, *International Research Journal of Finance and Economics*, vol. 26, pp. 134–143.
- CLEMENTS, M. Y H. KROLZIG (2003): “Business Cycle Asymmetries: Characterization and Testing Based on Markov-Switching Autoregressions”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 21(núm. 1), pp. 196–211.
- COLE, H. Y R. ROGERSON (1999): “Can the Mortensen-Pissarides Matching Model Match the Business-Cycle Facts?”, *International Economic Review*, vol. 40(núm. 4), pp. 933–59.
- COOPER, R., J. HALTIWANGER Y J. WILLIS (2007): “Search Frictions: Matching Aggregate and Establishment Observations”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 54(núm. 1), pp. 56–78.
- DAVIS, S., R. FABERMAN Y J. HALTIWANGER (2006): “The Flow Approach to Labor Markets: New Evidence and Micro-Macro Links”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20(núm. 3), pp. 3–24.
- DAVIS, S., R. FABERMAN, J. HALTIWANGER, R. JARMIN Y J. MIRANDA (2010): “Business Volatility, Job Destruction, and Unemployment”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 2(núm. 2), pp. 259–87.
- DAVIS, S. Y J. HALTIWANGER (1992): “Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107(núm. 3), pp. 819–63.
- DAVIS, S. Y J. HALTIWANGER (1999): “On the Driving Forces Behind Cyclical Movements in Employment and Job Reallocation”, *American Economic Review*, vol. 89(núm. 5), pp. 1234–1258.
- DAVIS, S. Y J. KAHN (2008): “Interpreting the Great Moderation: Changes in the Volatility of Economic Activity at the Macro and Micro Levels”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22(núm. 4), pp. 155–80.
- DEN, W., G. RAMEY Y J. WATSON (2000): “Job Destruction and Propagation of Shocks”, *American Economic Review*, vol. 90(núm. 3), pp. 482–498.
- DI SANZO, S. (2009): “Testing for linearity in Markov switching models: a bootstrap approach”, *Statistical Methods and Applications*, vol. 18(núm. 2), pp. 153–168.
- EHRMANN, M., M. ELLISON Y N. VALLA (2003): “Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model”, *Economics Letters*, vol. 78(núm. 3), pp. 295–299.

- ELLIOTT, G., T. ROTHENBERG Y J. STOCK (1996): "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64(núm. 4), pp. 813–836.
- ENDERS, W. Y J. LEE (2006): "Testing for a unit-root with a nonlinear Fourier function", mimeo. University of Alabama.
- FABERMAN, R. (2008): "Job flows, jobless recoveries, and the Great Moderation", Working Papers, núm. 08-11, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- FALLICK, B. Y C. FLEISCHMAN (2004): "Employer-to-employer flows in the U.S. labor market: the complete picture of gross worker flows", Finance and Economics Discussion Series núm. 2004-34, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- FUJITA, S. Y G. RAMEY (2006): "The Cyclicalities of job loss and hiring", Working Papers, núm. 06-17, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- FUJITA, S. Y G. RAMEY (2007): "Reassessing the shimer facts", Working Papers, núm. 07-2, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- FUJITA, S. Y G. RAMEY (2009): "The Cyclicalities of separation and job finding rates", *International Economic Review*, vol. 50(núm. 2), pp. 415–430.
- GARCÍA, R. (1998): "Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models", *International Economic Review*, vol. 39(núm. 3), pp. 763–788.
- HALL, R. (2005a): "Employment efficiency and sticky wages: Evidence from flows in the labor market", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 87(núm. 3), pp. 397–407.
- HALL, R. (2005b): "Employment fluctuations with equilibrium wage stickiness", *American Economic Review*, vol. 95(núm. 1), pp. 50–65.
- HALL, R. (2005c): "Job loss, job finding and unemployment in the U.S. economy over the past 50 years", en *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 20 of *NBER Chapters*, pp. 101–166. National Bureau of Economic Research, Inc.
- HAMILTON, J. (1989): "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Econometrica*, vol. 57(núm. 2), pp. 357–384.
- HAMILTON, J. (2008): "Regime-switching models", en *New palgrave dictionary of economics*, ed. S. Durlauf, y L. Blume. Palgrave MacMillan Ltd., second edn.
- HANSEN, B. (1992): "The likelihood ratio test under nonstandard conditions: Testing the markov switching model of GNP", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7(núm. S), pp. S61–82.
- HOBIIJN, B., P. FRANSES Y M. OOMS (2004): "Generalizations of the KPSS-test for stationarity", *Statistica Neerlandica*, vol. 58(núm. 4), pp. 483–502.

- HUH, H. (2005): “A simple test of exogeneity for recursively structured VAR models”, *Applied Economics*, vol. 37(núm. 20), pp. 2307–2313.
- KIM, C. Y C. NELSON (1999): “Has The U.S. economy become more stable? A bayesian approach based on a markov-switching model of the business cycle”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81(núm. 4), pp. 608–616.
- KROLZIG, H. (1997): “Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis”, en *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*,. núm. 454. Springer-Verlag, Berlin.
- KROLZIG, H. (1998): “Econometric Modelling of Markov-switching Vector Autoregressions Using MSVAR for OX”, Discussion paper, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- KROLZIG, H., M. MARCELLINO Y G. MIZON (2002): “A Markov Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labour Market”, *Empirical Economics*, (núm. 27), pp. 233–254.
- KROLZIG, H. Y J. TORO (2001): “A New Approach to the Analysis of Business Cycle Transitions in a Model of Output and Employment”, Economics Series Working Papers, núm. 059, University of Oxford, Department of Economics.
- KWIATKOWSKI, D., P. PHILLIPS, P. SCHMIDT Y Y. SHIN (1992): “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root : How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, vol. 54(núm. 1-3), pp. 159–178.
- LÓPEZ, H. (2010): “El mercado laboral colombiano: Tendencias de largo plazo y sugerencias de política”, Borradores de Economía núm. 606, Banco de la República de Colombia.
- LÓPEZ, H. (2011a): “El mercado laboral colombiano: tendencias de largo plazo”, en *Algunas dimensiones del mercado de trabajo en Colombia en el corto y en el largo plazo*, ed. L. E. Arango, y F. Hamann. Banco de la República, Publicado en este libro.
- LÓPEZ, H. (2011b): “Empleo moderno y empleo informal urbano en Colombia: dinámica de largo y corto plazo”, mimeo, Banco de la República.
- LÓPEZ, H. Y J. TAMAYO (2011): “Análisis del impacto del salario mínimo sobre los salarios reales de la economía colombiana”, mimeo, Banco de la República.
- MCADAM, P. (2007): “USA, Japan and the Euro Area: Comparing business-cycle features”, *International Review of Applied Economics*, vol. 21(núm. 1), pp. 135–156.
- MCQUEEN, G. Y S. THORLEY (1993): “Asymmetric business cycle turning points”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 31(núm. 3), pp. 341–362.

- MEJÍA, D., M. RAMÍREZ Y J. TAMAYO (2008): “The Demographic Transition in Colombia: Theory and Evidence”, Borradores de Economía, núm. 538, Banco de la República de Colombia.
- MORTENSEN, D. Y C. PISSARIDES (1994): “Job creation and job destruction in the theory of unemployment”, *Review of Economic Studies*, vol. 61(núm. 3), pp. 397–415.
- MORTENSEN, D. Y C. PISSARIDES (1999): “New developments in models of search in the labor market”, en *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, y D. Card, vol. 3 of *Handbook of Labor Economics*, chap. 39, pp. 2567–2627. Elsevier.
- NEWAY, W. Y K. WEST (1994): “Automatic lag selection in covariance matrix estimation”, *Review of Economic Studies*, vol. 61(núm. 4), pp. 631–53.
- NG, S. Y P. PERRON (2001): “LAG Length selection and the construction of unit root tests with good size and power”, *Econometrica*, vol. 69(núm. 6), pp. 1519–1554.
- PASCALAU, R. (2010): “Unit root tests with smooth breaks: an application to the Nelson-Plosser data set”, *Applied Economics Letters*, vol. 17(núm. 6), pp. 565–570.
- POSADA, C. Y A. GONZÁLEZ (1997): “El mercado laboral urbano: empleo, desempleo y salario real en Colombia entre 1985 y 1996”, Borradores de Economía núm. 184, Banco de la República de Colombia.
- RAJ, B. (2002): “Asymmetries of the business cycle: The markov switching approach”, en *Handbook of applied econometrics and statistical inference*, ed. A. Ullah, A. Wan, y A. Chaturvedi, pp. 687–710.
- ROBERTS, M. Y E. SKOUFIAS (1997): “The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79(núm. 2), pp. 330–334.
- SÁNCHEZ, F., V. DUQUE Y M. RUIZ (2009): “Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007”, Documentos CEDE, núm. 5540, Universidad de los Andes.
- SANTAMARÍA, M., F. GARCÍA Y A. MUJICA (2009): “Los costos no salariales y el mercado laboral: Impacto de la reforma a la salud en Colombia”, Working paper, núm. 43, Fedesarrollo.
- SHIMER, R. (2005a): “The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies”, *American Economic Review*, vol. 95(núm. 1), pp. 25–49.

- SHIMER, R. (2005b): “The Cyclicalities of hires, separations, and job-to-job transitions”, *Federal Reserve Bank of St. Louis - Review*, vol. 87(núm. 4), pp. 493–508.
- SHIMER, R. (2007): “Reassessing the ins and outs of unemployment”, NBER Working Papers, núm. 13421, National Bureau of Economic Research, Inc.
- SICHEL, D. (1993): “Business cycle asymmetry: A deeper look”, *Economic Inquiry*, vol. 31(núm. 2), pp. 224–236.
- SIMS, C. (1980): “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, vol. 48(núm. 1), pp. 1–48.
- STOCK, J. Y M. WATSON (2002): *Has the Business Cycle Changed and Why*, vol. NBER Macroeconomics Annual. MIT Press.
- TAMAYO, J. (2008): “La tasa natural de desempleo en Colombia y sus determinantes”, Borradores de Economía, núm. 491, Banco de la República.
- TAMAYO, J. (2011): “La participación laboral y el ciclo económico: Algunas regularidades”, mimeo, Banco de la República.
- TAMAYO, J. (2012): “Asimetrías en la demanda por trabajo en Colombia: el papel del ciclo económico”, Borradores de Economía, núm. 689, Banco de la República de Colombia.
- TASCI, M. (2007): “On-the-job search and labor market Reallocation”, Working paper, núm. 07-25, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- TILLMANN, P. (2003): “The regime-dependent determination of credibility: A new look at european interest rate differentials”, *German Economic Review*, vol. 4, pp. 409–431.
- VALDERRAMA, F. (1997): “Trimestralización del producto interno bruto por el lado de la oferta”, Archivos de macroeconomía, núm. 054, Departamento Nacional de Planeación.
- VIVAS, A., S. FARNÉ Y D. URBANO (1998): “Estimaciones de funciones de demanda de trabajo dinámicas para la economía colombiana, 1980-1996”, Archivos de macroeconomía, núm. 092, Departamento Nacional de Planeación.
- YASHIV, E. (2006a): “Evaluating the performance of the search and matching model”, *European Economic Review*, vol. 50(núm. 4), pp. 909–936.
- YASHIV, E. (2006b): “U.S. Labor Market Dynamics Revisited”, Discussion Paper, núm. 2445, IZA.

## ANEXO 1 RESULTADOS Y PRUEBAS ADICIONALES

### 1.1. Pruebas de raíz unitaria

**Cuadro A1.1:** Prueba de raíz unitaria

Variables: TEM, TEMN, SMN, PIBP				
Nombre de la prueba	Criterio de selección de rezagos	Estadístico	Valor crítico (5 % Sign.)	Estadístico del test (TEM)
<i>Mza</i>	AIC modificado	<i>Mza</i>	-8,100	0,042
		<i>MZt</i>	-1,980	0,047
		<i>MSB</i>	0,233	1,112
		<i>MPT</i>	3,170	68,223
Elliott, Rothenberg y Stock (1996)	AIC modificado	Estadístico <i>P</i>	3,112	8,779
Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)	AIC modificado	Estadístico <i>LM</i>	0,463	0,178

Nombre de la prueba	Estadístico del test (TEMN)	Estadístico del test (SMN)	Estadístico del test (PIBP)	<i>H<sub>0</sub></i> :
Ng y Perron (2001)	-8,27422	-3,3481	-0,2885	Raíz unitaria
	-1,89719	-1,27061	-0,12652	
	0,22929	0,3795	0,43854	
Elliott, Rothenberg y Stock (1996)	3,4772	7,30385	15,5865	Raíz unitaria
	5,487786	8,412516	20,89352	
Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)	0,89184	0,081507	0,845106	Estacionariedad

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro A1.2:** Prueba de raíz unitariaVariables: TEM( $\Delta$  %), TEMN( $\Delta$  %), SMN( $\Delta$  %) y PIBP( $\Delta$  %)

Nombre de la prueba	Criterio selección de rezagos	Estadístico	Valor crítico (5 % Sign.)	Estadístico del test (TEM)
Ng y Perron (2001)	AIC modificado	Mza	-8,100	-11,95870
		<i>MZt</i>	-1,980	-2,44521
		<i>MSB</i>	0,233	0,20447
		<i>MPT</i>	3,170	2,04896
Elliott, Rothenberg y Stock (1996)	AIC modificado	Estadístico <i>P</i>	3,112	2,93828
Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)	AIC modificado	Estadístico <i>LM</i>	0,463	0,26172

Nombre de la prueba	Estadístico del test (TEMN)	Estadístico del test (SMN)	Estadístico del test (PIBP)	<i>H<sub>0</sub></i> :
Ng y Perron (2001)	-4,23986	-3,25014	-4,23986	Raíz unitaria
	-1,32559	-1,21262	-1,32559	
	0,31265	0,3731	0,31265	
	5,97541	7,48021	5,97541	
Elliott, Rothenberg y Stock (1996)	5,984808	9,227048	5,932451	Raíz unitaria
Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)	0,328402	0,244464	0,419981	Estacionariedad

Fuente: cálculos del autor.

## 1.2. Estimación VAR(p) lineal

**Cuadro A1.3:** Pruebas de autocorrelación, normalidad y heterocedasticidad Modelo: TEM( $\Delta$  %), SMN( $\Delta$  %) y PIBP( $\Delta$  %)

Prueba de autocorrelación LM		
Rezago	Estadístico-LM	<i>p</i> -valor
1	6,4761	0,6915
2	11,4647	0,2452
3	16,9585	0,0494
4	61,9860	0,0000
5	9,4532	0,3965
6	8,0831	0,5258
7	18,3986	0,0308
8	16,7772	0,0523

Prueba de normalidad, J-B Lutkepohl (2006)		
Tipo	Chi-cuadrado	<i>p</i> -valor
Curtosis	12,245	0,007
Sesgo	42,488	0,000
Jarque-Bera	79,531	0,000

Prueba de heterocedasticidad		
Tipo	Chi-cuadrado	<i>p</i> -valor
Sin términos cruzados	67,310	0,635
Términos cruzados	51,965	0,451

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro A1.4:** Pruebas de autocorrelación, normalidad y heterocedasticidad Modelo: TEMN( $\Delta$  %), SMN( $\Delta$  %) y PIBP( $\Delta$  %)

Prueba de autocorrelación LM		
Rezago	Estadístico-LM	<i>p</i> -valor
1	4,7389	0,8564
2	8,6361	0,4715
3	16,2246	0,0623
4	60,9102	0,0200
5	6,9834	0,6388
6	10,1813	0,3360
7	17,6880	0,0900
8	9,8926	0,3593

Prueba de normalidad, J-B Lutkepohl (2006)		
Tipo	Chi-cuadrado	<i>p</i> -valor
Curtosis	7,413	0,060
Sesgo	7,818	0,050
Jarque-Bera	6,000	0,019

Prueba de heterocedasticidad		
Tipo	Chi-cuadrado	<i>p</i> -valor
Sin términos cruzados	45,077	0,345
Términos cruzados	61,965	0,406

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro A1.5:** Prueba de exogeneidad conjunta (prueba de Wald)

Variables del modelo: TEM, SMN Y PIBP		
Variable dependiente	Chi-cuadrado	<i>p</i> -valor
TEM	8,8475	0,1823
SMN	1,8367	0,9341
PIBP	3,4908	0,7452

Fuente: cálculos del autor.

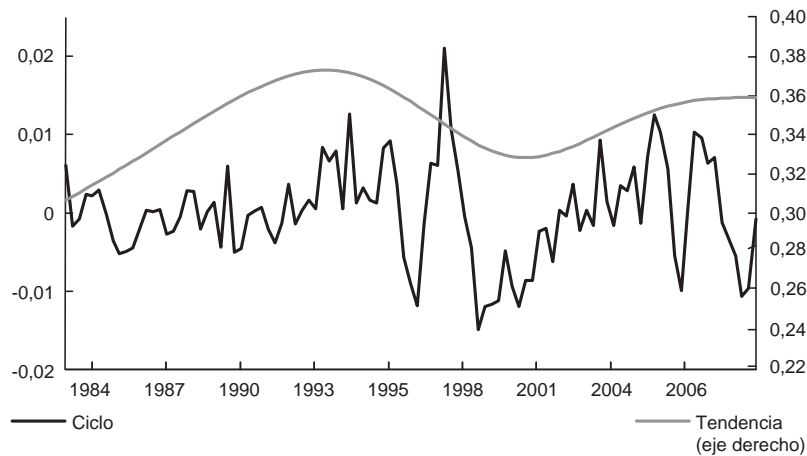
**Cuadro A1.6:** Prueba de exogeneidad conjunta (prueba de Wald)

Variables del modelo: TEMN, SMN Y PIBP		
Variable dependiente	Chi-cuadrado	<i>p</i> -valor
TEMN	2,8686	0,5801
SMN	3,8823	0,4222
PIBP	4,9849	0,2889

Fuente: cálculos del autor.

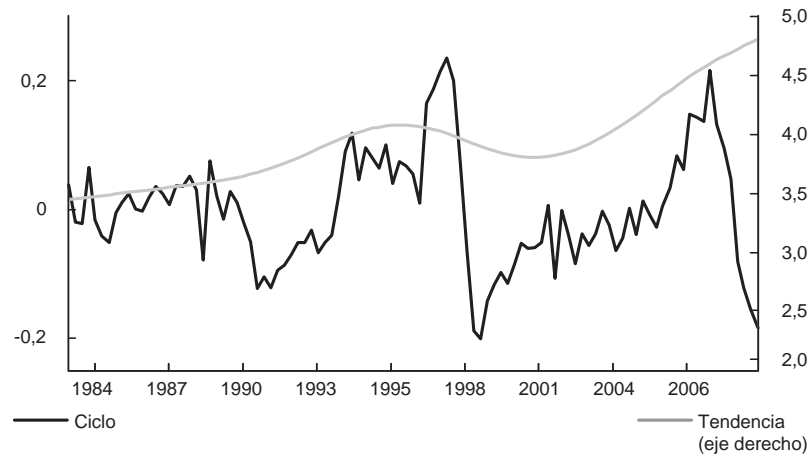
### 1.3. Comparación entre los componentes cíclico y tendencial: variables empleadas en los modelos 1 y 2

**Gráfico A1.1:** Componentes cíclico y tendencial: tasa de empleo moderno



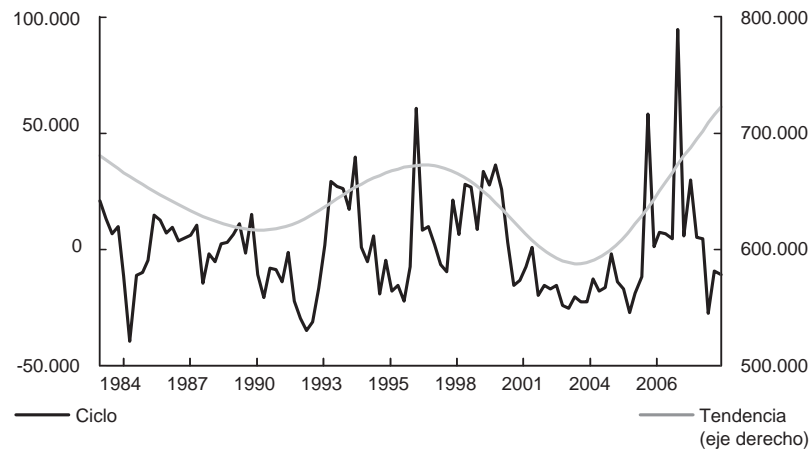
Fuente: DANE; cálculos del autor.

**Gráfico A1.2:** Componentes cíclico y tendencial: PIB por PET



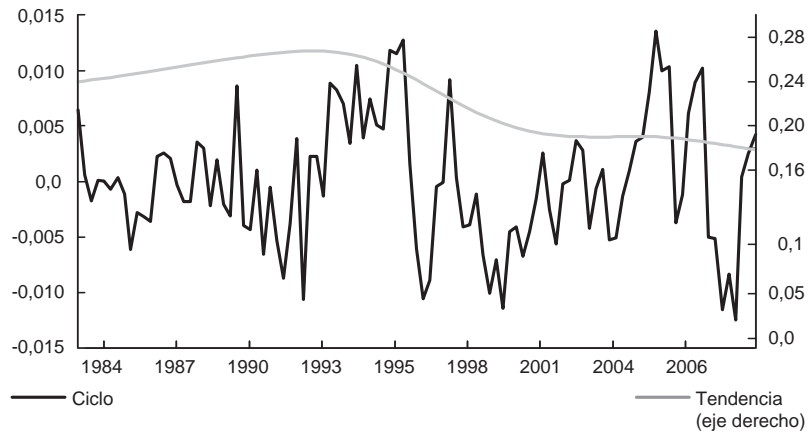
Fuente: DANE; cálculos del autor.

**Gráfico A1.3:** Componentes cíclico y tendencial: salario moderno no calificado



Fuente: DANE; cálculos del autor.

**Gráfico A1.4:** Componentes cíclico y tendencial: tasa de empleo moderno no calificado



Fuente: DANE; cálculos del autor.

#### 1.4. Estimación del modelo $MS - VAR(p)$

##### 1.4.1. Resultados de la estimación del modelo 1: $TEM(\Delta\%)$ , $SMN(\Delta\%)$ y $PIBP(\Delta\%)$

**Cuadro A1.7:** Parámetros autorregresivos

<b>Régimen 1</b>			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C1	-0,0224	-0,0143	-0,0171
DTEM_1	0,2798	-0,4719	-0,6405
DTEM_2	0,2787	0,3808	0,5592
DTEM_3	-0,305	-0,5093	-0,0466
DPIBP_1	0,7543	1,3535	-0,046
DPIBP_2	-0,8351	-0,3861	0,0006
DPIBP_3	0,4239	0,0593	0,0201
DSMN_1	-0,0927	-0,0883	0,2311
DSMN_2	0,0256	0,1488	0,1905
DSMN_3	-0,0491	-0,0329	0,0241
<b>Régimen 2</b>			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C2	0,0192	0,0094	-0,0119
DTEM_1	0,0315	-0,2943	0,6186
DTEM_2	0,4498	-0,0692	-0,9872
DTEM_3	-0,3976	0,0179	0,6665
DPIBP_1	-0,1363	0,2246	-0,3647
DPIBP_2	-0,1948	0,288	0,2829
DPIBP_3	0,5398	0,3865	-0,5933
DSMN_1	-0,307	-0,0716	0,5735
DSMN_2	0,2575	0,0189	0,0312
DSMN_3	-0,013	0,0651	-0,059
<b>Régimen 3</b>			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C3	0,0183	0,022	0,0262
DTEM_1	0,4149	-0,0363	-0,1626
DTEM_2	-0,0728	-0,0333	0,2538
DTEM_3	-0,3974	0,2527	0,2505
DPIBP_1	-0,0246	0,2674	-0,9294
DPIBP_2	-0,0796	0,0414	0,1149
DPIBP_3	0,167	0,0798	1,0011
DSMN_1	-0,1242	-0,0825	0,1785
DSMN_2	0,0508	0,1297	0,194
DSMN_3	-0,003	0,0813	0,0402

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro A1.8:** Valores *t*: parámetros autorregresivos

<b>Régimen 1</b>			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C1	-4,7453	-3,6996	-1,219
DTEM_1	1,5506	-3,2483	-1,2188
DTEM_2	1,5319	2,5473	1,0595
DTEM_3	-1,8759	-3,8877	-0,1
DPIBP_1	3,9638	8,7199	-0,0837
DPIBP_2	-3,0989	-1,7394	0,0008
DPIBP_3	2,1725	0,3692	0,0353
DSMN_1	-1,7555	-1,3941	0,9998
DSMN_2	0,4127	2,9046	1,0494
DSMN_3	-1,7874	-0,6365	0,1324
<b>Régimen 2</b>			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C2	7,3983	2,763	-2,9329
DTEM_1	0,2333	-1,6731	2,9796
DTEM_2	3,1616	-0,376	-4,5438
DTEM_3	-3,2753	0,1146	3,5807
DPIBP_1	-0,9547	1,2513	-1,6912
DPIBP_2	-1,2788	1,4893	1,2517
DPIBP_3	4,1269	2,3463	-3,029
DSMN_1	-3,2199	-0,6539	4,5707
DSMN_2	3,9434	0,225	0,3115
DSMN_3	-0,1854	0,74	-0,5713
<b>Régimen 3</b>			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C3	2,0212	4,9045	0,9847
DTEM_1	2,2746	-0,4008	-0,3057
DTEM_2	-0,3991	-0,3658	0,4743
DTEM_3	-2,3437	3,0029	0,502
DPIBP_1	-0,087	1,9291	-1,0998
DPIBP_2	-0,2595	0,2723	0,1278
DPIBP_3	0,7146	0,6893	1,463
DSMN_1	-1,7382	-2,3016	0,9188
DSMN_2	0,5096	2,6042	0,7
DSMN_3	-0,0299	1,65	0,1384

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro A1.9:** Matriz de correlaciones contemporáneas

**Régimen 1**

	DTEM	DPIBP	DSMN
DTEM	1,0000	0,3122	-0,4340
DPIBP	0,3122	1,0000	-0,1672
DSMN	-0,4340	-0,1672	1,0000

**Régimen 2**

	DTEM	DPIBP	DSMN
DTEM	1,0000	0,5068	-0,3245
DPIBP	0,5068	1,0000	-0,0348
DSMN	-0,3245	-0,0348	1,0000

**Régimen 3**

	DTEM	DPIBP	DSMN
DTEM	1,0000	-0,5802	-0,3008
DPIBP	-0,5802	1,0000	0,2043
DSMN	-0,3008	0,2043	1,0000

Fuente: cálculos del autor.

**1.4.2. Resultados de estimación del modelo 2: TEMN( $\Delta$  %), SMN( $\Delta$  %) y PIBP( $\Delta$  %)**

**Cuadro A1.10:** Parámetros autorregresivos

<b>Régimen 1</b>			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
C1	-0,0722	0,0033	-0,0134
DTEMN_1	0,5184	0,0404	-1,0871
DTEMN_2	-0,5395	0,0604	1,3841
DPIBP_1	-0,0902	1,5994	-0,0590
DPIBP_2	0,1762	-0,8248	-0,3046
DSMN_1	-0,4892	0,1426	0,3480
DSMN_2	-0,0490	0,0272	0,2477
<b>Régimen 2</b>			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
C2	0,0155	0,0085	-0,0060
DTEMN_1	0,5067	-0,0071	0,0979
DTEMN_2	-0,0273	0,0332	-0,1366
DPIBP_1	-0,9133	0,3050	-0,1152
DPIBP_2	0,1766	0,2513	-0,0044
DSMN_1	0,0105	0,0624	0,3444
DSMN_2	0,1261	0,0970	0,2102
<b>Régimen 3</b>			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
C3	0,0047	0,0194	0,0224
DTEMN_1	0,1694	-0,0295	0,4487
DTEMN_2	0,1029	-0,0075	0,1844
DPIBP_1	0,0985	0,5234	-0,7350
DPIBP_2	0,0105	-0,0108	0,9735
DSMN_1	-0,1915	-0,0734	0,4637
DSMN_2	0,1283	0,1225	0,0501

Fuente: cálculos del autor.

**Cuadro A1.11:** Valores *t*: parámetros autorregresivos

**Régimen 1**

	DTEMN	DPIBP	DSMN
C1	-5,2237	0,2927	-0,4947
DTEMN_1	2,3055	0,2340	-2,5728
DTEMN_2	-2,2305	0,3350	3,0646
DPIBP_1	-0,3657	8,7123	-0,1286
DPIBP_2	0,7160	-4,4671	-0,6613
DSMN_1	-2,8568	1,1480	1,1207
DSMN_2	-0,4494	0,3372	1,2287

**Régimen 2**

	DTEMN	DPIBP	DSMN
C2	4,3570	2,5797	-1,6902
DTEMN_1	6,2883	-0,0923	1,2200
DTEMN_2	-0,3495	0,4431	-1,6880
DPIBP_1	-6,7947	2,3497	-0,8647
DPIBP_2	1,2166	1,8119	-0,0304
DSMN_1	0,1658	1,0510	5,5193
DSMN_2	2,0834	1,6527	3,3580

**Régimen 3**

	DTEMN	DPIBP	DSMN
C3	0,2561	4,9921	0,8645
DTEMN_1	0,6923	-0,6212	1,2980
DTEMN_2	0,4405	-0,1570	0,5557
DPIBP_1	0,1248	3,2436	-0,6656
DPIBP_2	0,0149	-0,0761	0,9806
DSMN_1	-0,8849	-1,7407	1,5185
DSMN_2	0,5475	2,6763	0,1516

Fuente: cálculos del autor.

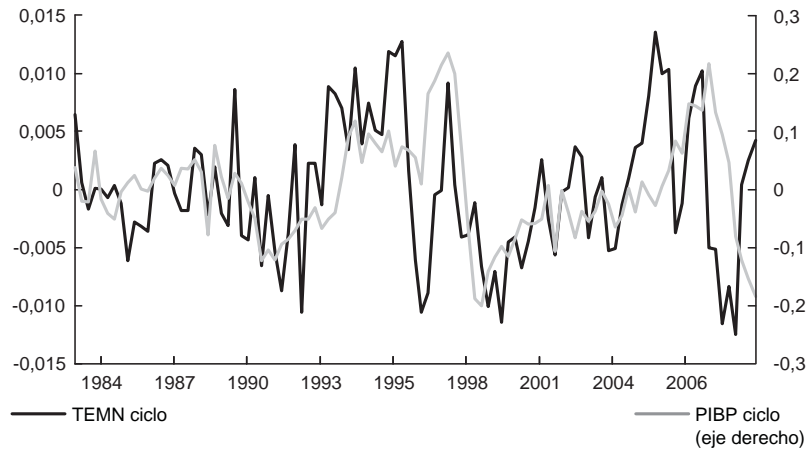
**Cuadro A1.12:** Matriz de correlaciones contemporáneas

<b>Régimen 1</b>			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
DTEMN	1,0000	-0,0997	-0,8023
DPIBP	-0,0997	1,0000	0,0652
DSMN	-0,8023	0,0652	1,0000
<b>Régimen 2</b>			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
DTEMN	1,0000	0,3457	-0,3114
DPIBP	0,3457	1,0000	0,0281
DSMN	-0,3114	0,0281	1,0000
<b>Régimen 3</b>			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
DTEMN	1,0000	-0,7942	-0,5802
DPIBP	-0,7942	1,0000	0,5975
DSMN	-0,5802	0,5975	1,0000

Fuente: cálculos del autor.

### 1.5. Gráfico de comparación de componente cíclico de TEMN y PIBP

**Gráfico A1.5:** Análisis de los componentes cíclicos: TEMN *vs.* PIBP



Fuente: DANE; cálculos del autor.

## ANEXO 2 METODOLOGÍA

Esta sección presenta las características generales del modelo  $MS(M)-VAR(p)$  (*Markov Switching-VAR Models*; o modelos multivariados con cambio de régimen), siguiendo de cerca la notación desarrollada en Krolzig (1997). Primero se presenta la especificación general del modelo  $MS(M) - VAR(p)$ , en seguida se muestra el proceso generador de datos de dicho proceso y, por último, se muestra su respectivo método de estimación.

### 2.1. El modelo MS(M)-VAR(p)

La ecuación A2.1 presenta la especificación más general del modelo  $MS(M) - VAR(p)$  para un proceso  $K$ -dimensional  $y_t$ , donde tanto los parámetros autorregresivos, como los interceptos y matriz de varianza-covarianza dependen del régimen  $s_t = i$ , para  $i = 1, \dots, M$ . En esta especificación se supone que  $u_t$  es un proceso  $K$ -dimensional idénticamente normal distribuido con media cero y varianza  $I_k$ ; esto es:  $u_t \sim NID(0, I_K)$ .

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + A_{21}y_{t-2} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{2}} u_t & \text{si } s_t = 1 \\ v_M + A_{1M}y_{t-1} + A_{2M}y_{t-2} + \dots + A_{pM}y_{t-M} + \sum_M^{\frac{1}{2}} u_t & \text{si } s_t = M \end{cases} \quad (\text{A2.1})$$

La principal característica de estos modelos  $MS(M) - VAR(p)$  es el supuesto de que la realización no observable de  $s_t$  sigue un proceso de Markov (cadena oculta de Markov de primer orden) con matriz de transición  $P$  ergódica e irreducible, y con un número de estados finitos.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix}$$

donde,  $p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i)$

De esta forma, si denotamos a  $\xi_t$  como el vector indicador de los estados no observables del sistema, se cumple que  $\mathbf{1}'_M \xi_t = 1$  así como  $\xi'_t \xi_t = 1$ . Adicionalmente, dada la naturaleza de  $s_t$  se cumple que  $\Pr(\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots; y_t, y_{t-1}, \dots) = \Pr(\xi_{t+1} | \xi_t)$ .

Por último, denotaremos las probabilidades ergódicas como  $\bar{\xi} = E[\xi_t]$ , tal que se satisface que  $P'\bar{\xi} = \bar{\xi}$ .

### 2.2. Proceso generador de datos

Dado que suponemos que el término de error en la ecuación A2.1 se distribuye normal e idénticamente, la función de densidad condicional (al estado  $m$ ) también tiene una distribución normal, tal que:

$$p(y_t | \xi_t = \iota_m, Y_{t-1}) = \ln(2\pi)^{-\frac{1}{2}} \ln \left| \Sigma \right|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ (y_t - \bar{y}_{mt})' \Sigma_m^{-1} (y_t - \bar{y}_{mt}) \right\}$$

donde  $\bar{y}_{mt} = E[y_t | \xi_t, Y_{t-1}]$ .

Ahora bien, si suponemos que la información disponible hasta  $t - 1$  consiste únicamente en los valores muestrales y los estados de la cadena de Markov hasta  $\xi_{t-1}$ , la función condicional de  $y_t$ ,  $p(y_t | \xi_t = \iota_m, Y_{t-1})$ , es una mezcla de funciones normales, tal que:

$$\begin{aligned} p(y_t | \xi_t = \iota_i, Y_{t-1}) &= \sum_{m=1}^M p(y_t, \xi_t = \iota_m | \xi_t = \iota_i, Y_{t-1}) \\ &= \sum_{m=1}^M p(y_t | \xi_t = \iota_m, \xi_{t-1} = \iota_i, Y_{t-1}) \\ &\qquad \qquad \qquad \Pr(\xi_t = \iota_m | \xi_{t-1} = \iota_i, Y_{t-1}) \quad (\text{A2.2}) \\ &= \sum_{m=1}^M p(y_t | \xi_t = \iota_m, Y_{t-1}) \Pr(\xi_t = \iota_m | \xi_{t-1} = \iota_i) \\ &= \sum_{m=1}^M p_{im} p(y_t | \xi_t = \iota_m, Y_{t-1}) \end{aligned}$$

lo cual es la suma de distribuciones normales ponderadas por la probabilidad de transición de la serie a cada uno de los estados. Agrupando en  $\eta$  las densidades de cada uno de los regímenes,

$$\eta = \begin{bmatrix} p(y_t | \xi_t = \iota_1, Y_{t-1}) \\ \vdots \\ p(y_t | \xi_t = \iota_M, Y_{t-1}) \end{bmatrix}$$

entonces, la función condicional de  $y_t$  va a estar dada por,

$$p(y_t | \xi_{t-1}, Y_{t-1}) = \eta' P' \xi_t$$

Aplicando un razonamiento similar al anterior, la función de densidad de  $y_t$  condicionada a la información dada hasta  $t - 1$  únicamente va a estar dada por,

$$\begin{aligned}
 p(y_t | Y_{t-1}) &= \sum_{m=1}^M p(y_t, \xi_{t-1} = \iota_m | Y_{t-1}) \\
 &= \sum_{m=1}^M \frac{p(y_t, \xi_{t-1} = \iota_m, Y_{t-1})}{p(Y_{t-1})} \\
 &= \sum_{m=1}^M \frac{p(y_t | \xi_{t-1} = \iota_m, Y_{t-1})}{p(Y_{t-1})} p(\xi_{t-1} = \iota_m, Y_{t-1}) \\
 &= \sum_{m=1}^M p(y_t | \xi_{t-1} = \iota_m, Y_{t-1}) p(\xi_{t-1} = \iota_m | Y_{t-1}) \\
 &= \eta' P' \xi_{t-1|t-1}
 \end{aligned}$$

De esta forma, la distribución de la serie en cada uno de los regímenes está completamente determinada de tres maneras diferentes: *i*) a partir únicamente de la información anterior  $Y_{t-1}$ , *ii*) a partir de la información anterior  $Y_{t-1}$  y el estado en  $(t-1)$ ,  $\xi_{t-1}$ , o *iii*) para  $\xi_t$ .

### 2.3. Estimación: algoritmo EM y estimación por MV

Basado en Hamilton (1989), Krolzig (1997) propone una versión multivariada del algoritmo EM (*expectation-maximization*) para llevar a cabo el proceso de estimación de los modelos  $MS(M) - VAR(p)$ , el cual se desarrolla en dos pasos.

En una primera etapa se estiman las probabilidades filtradas como suavizadas no observables de los regímenes. La primera de estas hace referencia al caso en que se pretende inferir las probabilidades del estado en el tiempo  $t$ , basándose en la información disponible hasta este mismo punto.

$$\begin{aligned}
 p(\xi_t | Y_t) &= p(\xi_t | y_t, Y_{t-1}) \\
 &= \frac{p(y_t | \xi_t, Y_{t-1}) \Pr(\xi_t | Y_{t-1})}{p(y_t | Y_{t-1})} \\
 &= \frac{\eta_t \odot \xi_{t|t-1}}{1'_N (\eta_t \odot \xi_{t|t-1})}
 \end{aligned} \tag{A2.3}$$

La ecuación anterior constituye un algoritmo de inferencia de las probabilidades de estado, el problema es que no emplea toda la información disponible hasta el momento  $T$ .

La segunda de estas sí aprovecha toda la información hasta el momento  $T$ , y se deduce a partir de expresar de manera recursiva la probabilidad de estado en el tiempo  $t$ , dada la información de la serie hasta el momento  $T$ ,

$$p(\xi_t | Y_T) = \sum_{\xi_{t+1}} p(\xi_t, \xi_{t+1} | Y_T) = \sum_{\xi_{t+1}} p(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_T) p(\xi_{t+1} | Y_T)$$

Donde,

$$\begin{aligned} p(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_T) &= \frac{p(Y_{t+1:T} | \xi_t, \xi_{t+1}, Y_t)}{p(Y_{t+1:T} | \xi_t, Y_t)} \Pr(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_t) \\ &= \Pr(\xi_t | \xi_{t+1}, Y_t) \\ p(\xi_t, \xi_{t+1} | Y_T) &= \frac{p(\xi_t | Y_t) p(\xi_{t+1} | \xi_t)}{\Pr(\xi_{t+1} | Y_t)} \Pr(\xi_{t+1} | Y_T) \end{aligned}$$

operando se encuentra que,

$$\xi_{t|T} = (F'(\xi_{t+1|T} \otimes \xi_{t+1|t})) \odot \xi_{t|t}$$

donde  $F' = P$ .

Una vez obtenemos las probabilidades filtradas y suavizadas, podemos maximizar (por ejemplo con el algoritmo *score*) la función de verosimilitud con las restricciones supuestas por  $s_t$  (dadas en la ecuación A2.4), reemplazando las probabilidades condicionadas de cada régimen por las suavizadas encontradas en el paso anterior, y eliminando la no linealidad de la función de verosimilitud.

$$\ln L(\lambda) = \left\{ \prod_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N p_{ij} \Pr(\xi_{t-1} = \iota_i | Y_{t-1}, \lambda) p(y_t | \xi_t = \iota_m, Y_{t-1}, \theta) \right\} \quad (\text{A2.4})$$

$$-\beta_1 (\mathbf{P}\mathbf{1}_M - \mathbf{1}_M) - \beta_2 (\mathbf{1}'_M \xi_0 - 1)$$

donde  $\beta_1, \beta_2$  son multiplicadores de Lagrange, y  $\theta$  y  $\lambda$  son los parámetros del modelo VAR y un vector de parámetros, respectivamente.

Este procedimiento se repite de forma recursiva hasta que los dos pasos anteriores converjan. 1:07 am.



## COMENTARIOS

### ASIMETRÍAS EN LA DEMANDA POR TRABAJO EN COLOMBIA: EL PAPEL DEL CICLO ECONÓMICO

---

Juan Carlos Guataquí Roa

Para empezar, quisiera, por cuestiones metodológicas, replantear la presentación básica del documento. Dicha presentación considera que el objetivo es “estimar las elasticidades de demanda de empleo moderno total y no calificado, haciendo énfasis en las asimetrías presentes en las distintas fases del ciclo económico colombiano”. Me parece que el documento tiene un marco analítico mucho más extenso y que, tal vez en aras de la modestia, el autor se ha concentrado más en los medios que en los fines. Entiendo la lógica de elaboración y redacción de un artículo académico como el de Tamayo, yo describiría el trabajo, como “la estimación de elasticidades de demanda laboral con consideraciones específicas al comportamiento de dichas elasticidades en diferentes momentos del ciclo económico”.

Dejo al autor la inquietud sobre si el objetivo de su trabajo es estimar las elasticidades (para mí, la estimación es el medio) o analizar las asimetrías en la demanda laboral en Colombia (de nuevo, lo considero el fin). Lo importante es la trascendencia del ejercicio. A continuación voy a contemplar algunos aspectos analíticos.

#### La importancia de las elasticidades de demanda laboral

El análisis de la demanda de trabajo ha evolucionado notoriamente desde el trabajo seminal de Hammermesh (1984) y su posterior inclusión en el *Handbook of Labor Economics* (1987). De hecho, los aspectos teóricos de esta evolución pueden apreciarse en la compilación del mismo autor en 1993, y en particular en la sección II de su primer capítulo (“Is Labor Demand Merely a Branch of Production Theory?”). Por otra parte, el artículo de Tamayo ofrece suficiente material sobre la evolución del análisis empírico de la demanda de trabajo y sus determinantes. Las elasticidades constituyen elementos fundamentales de diagnóstico: nos sugieren la dirección específica de un efecto e incluso la magnitud del mismo. Este trabajo avanza, además, en la descomposición de estos elementos analíticos en diversas etapas del ciclo. Creo que este es el primer elemento por destacar.

## El análisis de elasticidades de demanda de trabajo en Colombia

Tamayo considera que la literatura sobre elasticidades de demanda laboral en Colombia es escasa. En este aspecto cabe hacer una precisión. Infortunadamente, la literatura sobre demanda laboral en Colombia ha estado sumamente limitada por la escasa disponibilidad de información desde la perspectiva de la demanda (las encuestas de hogares, la principal fuente de datos, son una encuesta de oferta y la principal fuente de información de demanda ha sido la encuesta anual manufacturera). Por otra parte, el autor, dado su enfoque no lineal, cuestiona la mayor parte de estos estudios por su limitación conceptual y empírica, al no contemplar las asimetrías del ciclo económico. Finalmente, el autor no hace mención alguna al hecho de que está realizando consideraciones sobre el comportamiento de la demanda laboral a partir de información provista por el componente de la oferta que manifiesta tener un empleo tradicional/moderno.

El primer aspecto (la falta de encuestas de demanda) se puede considerar una motivación a un análisis más profundo, y es el llamado a estudiar el efecto que la carencia de información laboral, desde la perspectiva de la demanda, ha tenido sobre la literatura de economía laboral en Colombia. De hecho, complementario a esto, llama la atención al amplio campo de trabajo que tiene el Sistema Nacional de Información de Demanda Laboral (Sinidel) creado por la Ley de Primer Empleo.

### El estudio: su rigor e impacto

Retomando el criterio de modestia y concentración conceptual, pero en este caso pasando a la perspectiva del autor y no del público, considero que se trata más de un trabajo de econometría (el fin) que de economía laboral (¿el medio?). De forma modesta, Tamayo parece estar reacio a ir más allá y contemplar las implicaciones de su estimación en términos de formulaciones de política. Sus fundamentos laborales parecen ser del tipo *checking list*: atribuye a Hugo López toda la sección 2 del documento, así como el uso del concepto “empleo moderno”, que sin duda levantará ampolla en ciertos círculos. La revisión de la literatura es casuística (véase “Principales modelos teóricos”). No se infiere de dónde precede dicha principalidad. El autor parece adscribirse a la escuela de rigideces neokeynesianas (*search-matching*) y, por ende, en fundamentos microeconómicos que explican rigideces macroeconómicas, pero no menciona la razón de tomar tal postura. No obstante, considero que es un aporte muy valioso y que generará un efecto dinámico en la literatura relacionada.