

Asimetrías en la Demanda de Empleo Moderno Total y sin Educación Superior en Colombia: El Papel del Ciclo Económico*

Jorge Andrés Tamayo Castaño[†]

Abril de 2010.

Abstract

Este trabajo tiene como objetivo 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. Para tal fin, se estiman modelos MS-VAR(p) siguiendo la metodología propuesta por Krolzig (1997) y Krolzig y Clements (2003). Los resultados confirman la existencia de dichas asimetrías en las demandas por empleo moderno total y no calificado, las cuales están ligadas al comportamiento de la actividad agregada de la economía, a decir, crisis, recuperación y auge. Específicamente, se encuentra que tanto para el empleo moderno y el empleo moderno no calificado, las relaciones empleo-PIB y empleo-salario no-calificado, se intensifican en los periodos de crisis. Así mismo, la elasticidad empleo-salario aumenta (en valor absoluto) para el trabajo no calificado en los periodos de auge.

Palabras Claves: Demanda de Empleo no Calificado y Total, Modelos Markov-Switching, No linealidades, Asimetrías, Ciclo Económico.

Clasificación JEL:

*Los comentarios aquí expresados son responsabilidad total del autor y no comprometen al Banco de la República. Se agradece los comentarios y largas discusiones realizados por Hugo López. Igualmente se agradece la buena asistencia de Carlos Velásquez y Jorge Eliecer Giraldo.

[†]Profesional del Banco de la República. Para comentarios y/o sugerencias escribir a: jtamayca@banrep.gov.co y jtamayo8@gmail.com.

1 Introducción

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 “*policy maker*” 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.

Para el caso colombiano, la literatura de las elasticidades de las demandas de distintos tipos de trabajos es escasa ¹. Más aún, la mayoría (por no decir que todas) de las estimaciones se realizan bajo el supuesto de linealidad y simetría en las relaciones del mercado laboral y la actividad económica agregada a través del ciclo económico ². El trabajo de Arango, Gómez y Posada (2009) destaca por ser de los pocos en los que, mediante una desagregación de las series del mercado laboral y del PIB en su componente cíclico y tendencial y una identificación de los periodos 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.³.

En la literatura se encuentra una gran cantidad de artículos que han señalado la importancia de las asimetrías presentes en el mercado laboral a través del ciclo económico. Particularmente, este tipo de hallazgos se encuentran en los trabajos dedicados al estudio empírico del mercado laboral a través de sus flujos agregados y su relación con la dinámica observada de la actividad económica. Igualmente sucede con los estudios en los que se ha empleado información a nivel de firma y analizan su relación con el crecimiento por trabajador de éstas⁴.

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 la realización de los distintos choques que afectan a las economías, depende del estado (fase) en que se encuentre el ciclo económico (e.g. si es un choque de demanda o de oferta) ⁵. Segundo, el

¹Ver 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 (2009). 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 $[-0.2, -0, 65]$.

²Las estimaciones con cambio de régimen presentadas en este trabajo, son motivadas por una estimación previa de las elasticidades de demanda de trabajo por medio de una función translog, en donde se encontró efectos no lineales y asimétricos que afectaban los resultados finales, producto principalmente del efecto de los periodos intensos de crisis y auge experimentada por la economía colombiana en los últimos 25 años.

³Ver Arango, Gómez y Posada (2009) para una descripción más detallada de la metodología empleada y los resultados obtenidos.

⁴Más adelante se ofrece una breve discusión al respecto.

⁵Ver Acemoglu y Scott (1994) para más información

mecanismo de propagación del choque varía dependiendo del 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 dependiendo 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 cometido⁶.

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 periodos de auge por lo general son más largos y persistentes que los periodos de crisis, luego los efectos de las crisis sobre las variables del mercado laboral quedan subestimados, debido a que el efecto 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 estado⁷.

En consonancia con lo anterior, el objetivo de este trabajo es estudiar las asimetrías de la demanda de empleo moderno total y sin educación superior en Colombia a lo largo del ciclo económico, para el periodo 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 Krolzig y Clements (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 el diseño de políticas económicas laborales, distinguiendo si la economía se encuentra en periodos de crisis o auge.

En efecto, se confirma la existencia de no linealidad y asimetrías en la demanda por trabajo calificado y no calificado, las cuales están ligadas al comportamiento de la actividad económica agregada. Particularmente, se encuentra que tanto para el empleo moderno y el empleo no calificado, las elasticidades empleo-PIB y empleo-salario no calificado se intensifican en los periodos de crisis, principalmente para el empleo moderno no calificado⁸. Por otro lado, para el empleo moderno no calificado se encuentra que la elasticidad empleo-PIB es negativa en los periodos de recuperación y no es estadísticamente diferente de cero

⁶Ver Hamilton (2005).

⁷Más 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.

⁸El 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, ver López (2010).

para los periodos de auge, mientras que la elasticidad empleo-salario aumenta (en valor absoluto) en los periodos de auge con respecto a los de recuperación.

El resto de este documento se divide en cinco secciones. La sección 2 presenta las principales tendencias del mercado laboral urbano para el periodo 1984-2009, junto con los hechos básicos que motivan la importancia del presente estudio. La tercera presenta una revisión de la literatura con temas afines a los estudiados en este artículo. La sección cuatro describe la metodología empleada en el proceso de estimación. La quinta ofrece los principales resultados e implicaciones de política del presente estudio. La sexta resalta algunas implicaciones de política derivadas de este estudio y finalmente concluye.

2 Tendencias del Mercado Laboral Urbano: 1984-2009⁹.

a. Cae tendencialmente el empleo moderno poco educado y sube el más educado; el informal se disparó con la crisis de cambio de siglo y ahora está subiendo adicionalmente.

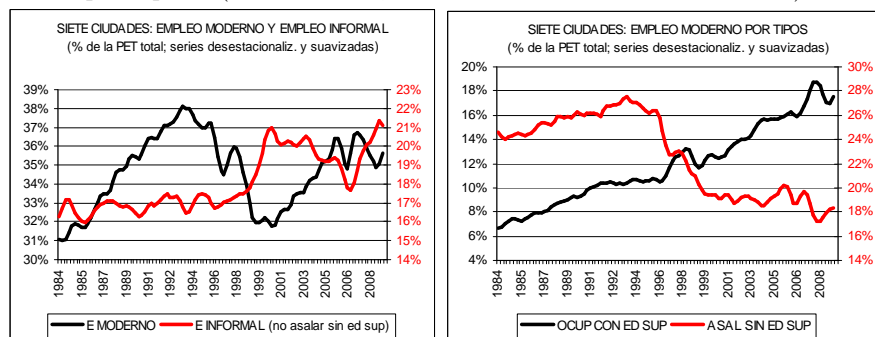
El empleo moderno urbano puede definirse como la suma del empleo asalariado con máximo educación secundaria y el empleo, asalariado o no, con algún grado de educación terciaria. En 1996 representaba casi el 68% del empleo total en las siete ciudades principales; actualmente (2009) apenas el 63 %.

- 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.
- 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 1A), cuando –para aislar el crecimiento demográfico y para evitar sesgos en las estimaciones poblacionales que no están actualizadas hacia atrás para antes del 2001- se calcula como porcentaje de la población

⁹Esta sección hace parte del trabajo en curso de Hugo López, *empleo moderno y empleo informal urbano en Colombia: dinámica de largo y corto plazo*, Banco de la República-Medellín

Gráfico 1: Evolución del empleo urbano por tipos en las siete ciudades principales (% de la PET; datos trimestrales 1984-1 a 2009-3).



Fuente. DANE. Encuestas hogares (7 ciudades); datos desestacionalizados y suavizados mediante Census X-12 (componente tendencial). Como porcentaje de la PET los datos provienen directamente de las encuestas de hogares (encuestas transversales 1984-2000 y encuestas continuas 2001-2009).

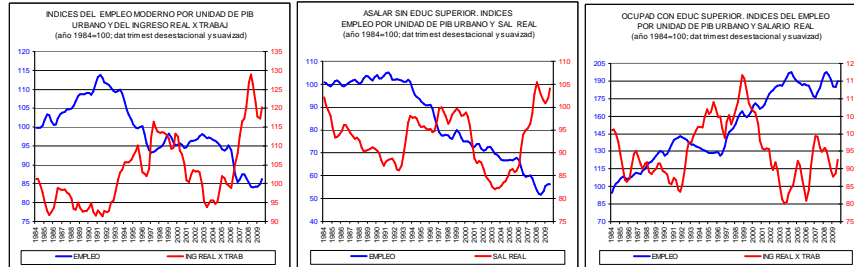
en edad laboral, el empleo moderno urbano creció sostenidamente entre 1984-1994 pasando del 31.2% al 37.8%; después, con la crisis de la segunda mitad de los noventa, se redujo considerablemente (32.4% en el 2001); volvió a elevarse alcanzando un pico en el 2007 (36.4%) que sin embargo fue inferior al de 1994. La crisis reciente lo hizo caer en el 2008-2009 (35.2%).

Hoy (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). 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 creciendo). 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 del 2008 afectó esos dos componentes, sobre todo, a los asalariados poco educados. La tímida recuperación del 2009 fue generada también por estos últimos.

Por su parte (gráfico 1A), el núcleo del empleo informal, los no asalariados sin educación superior, es decir con máximo bachillerato completo², no cambió casi entre 1984 y 1996 (16.9% frente a la PET). Pero la crisis del fin de siglo lo hizo subir vertiginosamente (20.3% en el 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). Hoy representa el 37.4% del empleo total en las siete ciudades principales.

Gráfico 2. Tendencias del PIB y el empleo moderno y los salarios reales durante la década: datos desestacionalizados y suavizados.



Fuente: Cálculos Banco de la República-Medellín 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 7 ciudades): suma del empleo asalariado sin educación terciaria y del empleo, asalariado o no, con algún grado de educación terciaria. Los datos han sido desestacionalizados y suavizados mediante el método Census X12 y corresponden al componente tendencial.

b. Empleo moderno por unidad de PIB urbano y salarios reales.

Ahora bien (gráfico 2A), el cambio técnico ha reducido en el largo plazo el insumo de trabajo moderno por unidad de PIB urbano. Había crecido entre 1984 (índice =100) y 1991 (113). Desde entonces, con la apertura económica, se redujo hasta 1997 (94), estabilizándose luego hasta el 2005. El auge 2005-2007 lo hizo caer aún más (87), nivel este que se mantendría durante la crisis reciente. Mientras tanto los salarios medios modernos que habían permanecido relativamente estables hasta 1993, se elevaron considerablemente hasta el 2000; se redujeron luego hasta el 2004; volvieron a crecer hasta el 2007 y se resintieron con la crisis del 2008-2009.

- Por unidad de PIB urbano, el empleo moderno sin educación terciaria (gráfico 2B), 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 noventa, un alza extraordinaria que se prosiguió hasta el 2000. Después cayeron abruptamente hasta el 2003/2004; antes de volver a elevarse hasta el 2007. La crisis del 2008 los afectó considerablemente; pero han vuelto a elevarse en el 2009.
- El empleo moderno con alguna educación superior por unidad de PIB urbano (gráfico 2C), cuyo crecimiento se había detenido temporalmente en 1993-1996, se aceleró entre 1997 y 2004, fluctuando desde entonces a alto nivel. Sus salarios reales que se habían disparado entre 1993 y 1999 volvieron a bajar hasta el 2003 y, desde entonces, han oscilado sin tendencia definida.

c. Grandes interrogantes a responder.

La reducción tendencial del empleo moderno, sobre todo del poco educado, por unidad de PIB urbano que se ha producido desde 1994 y el comportamiento de sus salarios reales (alza 1994-2000; baja 2001-2004; nueva alza 2005-2007, etc.) plantea la pregunta por su respuesta al PIB urbano y a los salarios reales. Como lo veremos en este paper, los resultados econométricos sugieren las siguientes respuestas:

- *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.
- En fin, *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 (ver de nuevo el gráfico 1B) como en el corto plazo, el examen de sus elasticidades al PIB y los salarios debe ser objeto de un estudio aparte que se realizará como apoyo al trabajo que realiza Hugo López.

3 Revisión de la Literatura.

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

A pesar de que la metodología de los trabajos que se revisan aquí contrasta notoriamente con la implementada en este estudio, 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.

3.1 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 idiosincráticos y agregados a la productividad de los trabajadores (y por tanto al emparejamiento empleador-trabajador), generando incentivos a la creación y destrucción de empleo, y en consecuencia variaciones en la “rentabilidad” entre los distintos puestos de trabajos.

Una de las estructuras que ha sido usada extensivamente, ha sido 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 a nivel de firma como a nivel macro¹⁰.

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 último, el análisis de la dinámica de la creación y destrucción de empleo bajo el escenario en que se sabe que la productividad laboral cambia aleatoriamente, muestra que anticipaciones a cambios cíclicos reducen la fluctuaciones en la creación de empleo.

3.2 Resultados Empíricos.

La abundancia de modelos teóricos que pretenden explicar la dinámica del mercado laboral a través del ciclo económico, ha motivado el surgimiento de

¹⁰Ver Mortensen y Pissarides (1999), Cole y Rogerson (1999) y den Hal et al. (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 través del ciclo económico. Algunas de éstas han introducido rigideces salariales (Shimer, 2005a y Hall, 2005a) y costos de ajuste laborales (Tasci, 2007 y Cooper et al. 2007)

una vasta literatura enfocada en validar empíricamente la concordancia entre las predicciones de estos modelos y los hechos estilizados observados¹¹.

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 a nivel de firma. Aquí se mencionan algunos de ellos con el fin de ilustrar la importancia que ha tenido este tópico y extraer algunas hipótesis a evaluar, empleando una metodología distinta.

En el trabajo de Davis, Faberman y Haltiwanger (2006) se puede encontrar un “resumen” de los principales resultados encontrados por la literatura tanto a nivel micro como a nivel macro¹². 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 las tasas de crecimiento de las firmas (por número de empleados): en periodos de recesión en promedio hay más firmas creciendo a tasas negativas¹³. Adicionalmente, se encuentra evidencia de correspondencia entre el comportamiento a nivel micro y la dinámica observada a nivel agregado del mercado laboral. Específicamente, se muestra cómo la dinámica de las variables a 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 laboral¹⁴.

Un aspecto interesante que se encuentra en este trabajo, es que tanto a nivel micro como a nivel 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 a nivel agregado, respectivamente.

¹¹Cole y Rogerson (1999) señalan cuatro hechos estilizados del mercado laboral Norteamericano, 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); 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.

¹²Para un análisis de los flujos agregados de empleo y trabajo ver Abowd y Zellner (1985), Blanchard y Diamond (1989, 1990), Davis y Haltiwanger (1992), Fallick y Fleischman (2004) y Yashiv(2006a,b).

¹³Para un mayor detalle sobre esta idea ver figura 6, 7 y 8 del trabajo de Davis et al. (2006).

¹⁴Dos terceras partes del total de la creación y destrucción de empleo ocurren en establecimientos con un decrecimiento/crecimiento mayor al 10%

La evidencia micro revela, en particular, que las separaciones y contrataciones son funciones no lineales del crecimiento del establecimiento, con cambios pronunciados dependiendo de sí la tasa de crecimiento es positiva, negativa o cero. Más aún, la tasa de separación crece de forma más pronunciada en las zonas de crecimiento positivo de los establecimientos (zona en donde menos crece), que la tasa de contratación en las zonas de decrecimiento.¹⁵.

Recientemente, Shimer (2005b, 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 desempleo¹⁶¹⁷.

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 contra-cíclicos y adelantados al ciclo, mientras que los flujos de contratación y su probabilidad van rezagados al mismo, de forma anti-cíclica y pro-cíclica respectivamente¹⁸.

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 periodos de crisis en 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 similares¹⁹²⁰.

¹⁵Estos resultados van en la misma línea de lo encontrado por Caballero (1990 y 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 a-locación 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 a-locación (entendidos como los eventos que alteran la cercanía del “match” 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.

¹⁶Shimer (2005b,2007) y Hall (2005b,c) encuentran similares resultados, resaltando el patrón a-cíclico de la probabilidad de separación del empleo

¹⁷Fujita y Ramey (2006 y 2007) resaltan varios errores presentes en los cálculos de Shimer (2007) los cuáles generan dichos resultados

¹⁸Similares resultados se encuentran en Fujita y Ramey (2009) inclusive cuando se emplea la productividad como variable de referencia del ciclo económico.

¹⁹Este 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

²⁰Durante estos periodos, la probabilidad de pérdida de empleo aumenta sustancialmente, mientras que la probabilidad de encontrar empleo permanece estable, evidenciándose las asimetrías presentes en el mercado laboral.

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 recientemente²¹, sin embargo, hasta ahora no se ha investigado la relación que pueda tener esta disminución en la volatilidad con las asimetrías observadas en el mercado laboral en los periodos de auge y crisis.

Una aproximación reciente se presenta en Davis et al. (2010), quienes muestran que la caída en la variabilidad del ciclo económico y de la destrucción de empleo han jugado 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 Estados Unidos en los últimos años²².

Tal vez el trabajo que más se asimile en términos metodológicos a éste, es el de Acemoglu y Scott (1994). En él se investiga la importancia de la no-linealidad presente en las relaciones del mercado laboral, y su relación con los cambios en el modo de operar de éste 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 cíclicas²³.

En este 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 económico. En el caso del empleo, encuentran que la media incondicional de su tasa de crecimiento es de 1% aproximadamente en los periodos de auge, mientras que en los periodos de crisis la media incondicional es de -4.4%. Esto da evidencia del comportamiento asimétrico del empleo, observado en los periodos de auge y crisis. Similar resultado se encuentra para el caso del desempleo pero en sentido inverso²⁴.

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 periodos de expansión y contracción, tema central de este artículo.

²¹Ver Kim y Nelson (1999), Stock y Watson (2002), Davis y Kahn (2008) para el caso de Estados Unidos, entre otros.

²²Para una hipótesis anterior y similar ver Faberman (2008).

²³En el trabajo de Acemoglu y Scott (1994) se emplea modelos univariados autorregresivos con cambio de régimen. Para una descripción más detallada ver Acemoglu y Scott (1994)

²⁴Estos resultados se asemejan a los encontrados en este trabajo.

4 Metodología

Esta sección presenta las características generales del modelo $MS(M) - VAR(p)$ 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 presenta su respectivo método de estimación.

4.1 El Modelo MS(M)-VAR(p)

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

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + A_{21}y_{t-2} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{1/2} u_t, & \text{si } s_t = 1 \\ v_m + A_{1m}y_{t-1} + A_{2m}y_{t-2} + \dots + A_{pm}y_{t-m} + \sum_m^{1/2} u_t, & \text{si } s_t = m \end{cases} \quad (1)$$

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 \mathbf{P} ergódica e irreducible, y con un número de estados finitos.

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{bmatrix}$$

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

De esta forma, si denotamos a ξ_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 $\mathbf{P}'\bar{\xi} = \bar{\xi}$.

4.2 Proceso Generador de Datos.

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

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

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

Ahora bien, si asumimos que la información disponible hasta $t - 1$ consiste únicamente en los valores pre-muéstrales y los estados de la cadena de Markov hasta ξ_{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:

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

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

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

luego 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,

$$p(y_t | Y_{t-1}) = \sum_{m=1}^M p(y_t, \xi_{t-1} = \iota_m | Y_{t-1})$$

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

De esta forma la distribución de la serie en cada uno de los regímenes está completamente determinada de tres maneras diferentes: a partir únicamente de la información anterior Y_{t-1} , a partir de la información anterior Y_{t-1} y el estado en $(t-1)$, ξ_{t-1} , ó para ξ_t

4.3 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 éstas 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.

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

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 éstas si 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,

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

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

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 (dada en la ecuación 4), reemplazando las probabilidades condicionadas de cada régimen por las suavizadas encontradas en el paso anterior, eliminando la no linealidad de la función de verosimilitud.

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

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

donde β_1, β_2 son multiplicadores de Lagrange, θ y λ 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.

5 Resultados.

En esta sección se presentan los principales resultados encontrados en este estudio, empleando la estrategia de especificación “*Bottom-up*” sugerida por

Krolzig (1997, pág. 72). Para tal fin, se comienza con una breve descripción (estadísticas descriptivas) de las series empleadas, así como un análisis univariado de cada una de 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 la régimen-dependencia de la matriz de varianzas covarianza ($\Sigma(s_t)$) y de los parámetros autorregresivos ($A_j(s_t)$)²⁵. Igualmente se comprueba la existencia de asimetrías de “profundidad” y “afilamiento”²⁶.

Por último, en caso de que se compruebe la régimen-dependencia de la matriz de varianzas covarianza y de los parámetros autorregresivos, se lleva a cabo la estrategia “*Top-down*” sugerida por Krolzig (1997, pág. 72) para validar el orden autorregresivo de los parámetros bajo esta última especificación, y se prueba la asimetría y no linealidad del modelo con su contraparte lineal.

5.1 Análisis Univariado de las Series.

En este estudio 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 DANE. Específicamente, se analiza la dinámica entre la tasa del empleo moderno formal total (TEM) y la tasa de empleo moderno no calificado (TEMN)²⁷, y su relación con el salario moderno no calificado (SMN) y el PIB por población en edad de trabajar (PIBP). La información de los salarios modernos no calificados también es extraída de la ECH y de la GEI, mientras que la información del PIB por población en edad de trabajar para las siete principales ciudades proviene de Valderrama (1997) y del DANE²⁸. El periodo analizado en

²⁵En caso de que se pruebe la régimen-dependencia de la matriz de varianzas covarianza ($\Sigma(s_t)$) se estima un modelo $MSIH$ (*Markov-switching intercept heteroskedasticity*) en el cual se asume un intercepto y una matriz de varianzas covarianza para cada régimen. Igualmente, si se acepta la régimen-dependencia de los parámetros autorregresivos ($A_j(s_t)$) se estima un modelo $MSIAH$ (*Markov-switching intercept, autoregressive parameters and heteroskedasticity*), en donde se asume que los parámetros cambian para cada régimen.

²⁶Más adelante se da una breve explicación sobre este tipo de asimetrías.

²⁷El 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 población en edad de trabajar (PET).

²⁸Para la construcción del PIB para las siete principales ciudades se toma el PIB trimes-tralizado por ramas de actividad económica publicado por Valderrama (1997), y se excluye los sectores agropecuario y minas y canteras dentro de la suma total, para el periodo 1984-1994 (Estos datos están basados en Cuentas Nacionales base 1976). Para el periodo 1994-2009:03, 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

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

Las tablas 1 y 2 presentan algunas estadísticas descriptivas, a saber, media y desviación estándar de las series para todo el periodo comprendido en el estudio y para distintos subperiodos de la muestra respectivamente. La tabla 1a muestra dichas estadísticas para las series en niveles, mientras que la tabla 1b 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 periodo completo fue de 34.85%, mientras 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 0.495% 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, mientras que el moderado desempeño del PIBP durante este periodo, fue acompañado de una mayor demanda por empleo moderno calificado.

Así mismo, la tabla 2 muestra las estadísticas mencionadas en el párrafo anterior pero sólo para las variaciones anuales de las series. En ésta, 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 periodos de crisis es que, por lo general, van acompañados de un incremento de la volatilidad de las respectivas series²⁹.

Tabla 1

a. Estadísticas Descriptivas			b. Estadísticas Descriptivas		
Variables: TEM, TEMN, SMN, PIBP			Variables: TEM(Δ), TEM(Δ), SMN(Δ) y PIBP(Δ)		
Variable	Estadístico	Valor	Variable	Estadístico	Valor
TEM	Media	0.34857	TEM	Media	0.00495
	Desviación Estandar	0.01871		Desviación Estandar	0.03318
TEMN	Media	0.22607	TEMN	Media	-0.01236
	Desviación Estandar	0.03397		Desviación Estandar	0.04752
SMN	Media	639141.3	SMN	Media	0.00081
	Desviación Estandar	42127.7		Desviación Estandar	0.05359
PIBP	Media	3.94452	PIBP	Media	0.01159
	Desviación Estandar	0.36746		Desviación Estandar	0.03475

común entre ambas bases de datos (Base de datos Valderrama, 1997 y Cuentas Nacionales base 2000 empalmadas desde 1994-2009), se realiza el empalme de tal forma que la serie final sea base 2000.

²⁹Ver sección 2 para un análisis más completo de la dinámica de los últimos 25 años del mercado laboral

Tabla 2
Estadísticas Descriptivas

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

Variable	Periodo	Estadístico	Valor	Variable	Periodo	Estadístico	Valor		
TEM	1985Q1-1986Q3	Media	0.002787	PIBP	1985Q1-1986Q3	Media	0.013351		
		Desviación Estandar	0.012315			Desviación Estandar	0.014119		
	1986Q4-1991Q3	Media	0.014603		1986Q4-1991Q3	Media	0.026189		
		Desviación Estandar	0.023881			Desviación Estandar	0.013382		
	1991Q4-1994Q3	Media	0.013017		1991Q4-1994Q3	Media	0.014206		
		Desviación Estandar	0.028245			Desviación Estandar	0.009841		
	1994Q4-2001Q2	Media	-0.051930		1994Q4-2001Q2	Media	-0.025761		
		Desviación Estandar	0.044488			Desviación Estandar	0.038624		
	2001Q3-2004Q1	Media	-0.007776		2001Q3-2004Q1	Media	0.025422		
		Desviación Estandar	0.023502			Desviación Estandar	0.008661		
	2004Q2-2008Q1	Media	-0.000242		2004Q2-2008Q1	Media	0.017242		
		Desviación Estandar	0.049643			Desviación Estandar	0.028335		
	2008Q2-2009Q3	Media	-0.049926		2008Q2-2009Q3	Media	-0.033086		
		Desviación Estandar	0.082495			Desviación Estandar	0.009506		
	SMN	1985Q1-1986Q3	Media		0.006461	TEMN	1985Q1-1986Q3	Media	-0.028235
			Desviación Estandar		0.015325			Desviación Estandar	0.056217
1986Q4-1991Q3		Media	0.004130	1986Q4-1991Q3	Media		-0.015904		
		Desviación Estandar	0.015637		Desviación Estandar		0.021148		
1991Q4-1994Q3		Media	0.037356	1991Q4-1994Q3	Media		0.037238		
		Desviación Estandar	0.016244		Desviación Estandar		0.053679		
1994Q4-2001Q2		Media	-0.010111	1994Q4-2001Q2	Media		-0.011392		
		Desviación Estandar	0.045762		Desviación Estandar		0.051127		
2001Q3-2004Q1		Media	0.017554	2001Q3-2004Q1	Media		-0.036994		
		Desviación Estandar	0.018013		Desviación Estandar		0.022274		
2004Q2-2008Q1		Media	0.046600	2004Q2-2008Q1	Media		0.051989		
		Desviación Estandar	0.013415		Desviación Estandar		0.054792		
2008Q2-2009Q3		Media	-0.013746	2008Q2-2009Q3	Media		0.002906		
		Desviación Estandar	0.024851		Desviación Estandar		0.061177		

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.³⁰

Antes de comenzar con el análisis multivariado tanto lineal como no lineal, se hace pertinente determinar el orden de integración de las series empleadas. La tabla A1 presenta las estimaciones de las pruebas de raíz unitaria propuestas por Ng y Perron (2001), Elliot, Rothemberg y Stock (1996) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)^{31, 32}.

En general se puede apreciar que la TEM resulta ser en la mayoría de los casos estacionaria, mientras que el PIBP y la TEMN resulta ser no estacionarias. Por su parte, el SMN resulta en algunos casos estacionario y en otros no

³⁰Para ver una discusión mas amplia sobre este tema ver Sims(1980).

³¹En 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 KPSS (1992) se emplea el criterio de selección automática de rezagos a la Newey-West (1994), propuesto por Hobijn, Franses y Ooms (1998).

³²Véase 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 (2009) tienen una discusión corta pero completa al respecto.

estacionario. 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 la tabla A2.

5.2 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 el empleo moderno no calificado, el salario no calificado y el PIBP³³³⁴.

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, económicamente 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 calificada³⁵.

Para el primer modelo (TEM, SMN y PIBP) se encuentra que la mejor especificación, en términos de robustez de sus residuales, corresponde a un modelo *VAR* con dos o tres rezagos, mientras que para el segundo modelo (TEMN, SMN y PIBP) la mejor especificación corresponde a uno con dos rezagos. Las tablas A3 y A4 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 residuales 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 variable exógena dentro de las relaciones analizadas. Las tablas A5 y A6 presentan los resultados de las pruebas de causalidad de Granger conjuntas, para el primer y segundo modelo respectivamente. 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, luego no es posible modelar ninguna variable como exógena.

³³Todas las variables empleadas en las estimaciones reportadas en este estudio se desestacionalizan, mediante el census X-12 del US Census Bureau.

³⁴De 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.

³⁵Para una mirada completa al ciclo de los salarios ver López (2010).

5.3 Análisis del Modelo $MS(M) - VAR(p)$.

Se procede a estimar un modelo MSI , con tres regímenes para distintos rezagos con el fin de determinar la caracterización más adecuada para las dos especificaciones propuestas.³⁶³⁷ Se prueba inicialmente la no régimen-dependencia de la matriz de varianza covarianza usando el test de razón de verosimilitud **LR** (*“likelihood ratio LR*) propuesto por Krolzig (1997, p. 135-136)³⁸. Las tablas 3 y 4 presentan dicho test, para el modelo 1 y el modelo 2 respectivamente. En ambos casos se rechaza la hipótesis nula de no régimen-dependencia de la matriz de varianza covarianza³⁹.

Tabla 3

Prueba LR (Regimen-dependencia de Varianza Covarianza)

Modelo 1: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Rezago	Prueba	chi-cuadrado	p-valor	Modelos
p=2	LR	66	0.0000	(MSIH-MSI)
p=3	LR	88	0.0000	(MSIH-MSI)

Tabla 4

Prueba LR (Regimen-dependencia de Varianza Covarianza)

Modelo 2: TEMN($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Rezago	Prueba	chi-cuadrado	p-valor	Modelos
p=1	LR	59.9168	0.0000	(MSIH-MSI)
p=2	LR	73.4380	0.0000	(MSIH-MSI)
p=3	LR	81.9642	0.0000	(MSIH-MSI)

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 Krolzig y Clements (2003). La tabla 5 y 6 presentan los resultados para el primer y segundo modelo respectivamente⁴⁰

³⁶Las Estimaciones se realizan en el paquete MSVAR 130ex para OX 3.4. Ver Krolzig (1998)

³⁷Más adelante, en la nota de pie de página 42 se provee 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 asume que los cambios en la media de un estado a otro se dan de forma “suavizada” y no de forma abrupta, tipo “sudden-stop”.

³⁸Las 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 estimar 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)

³⁹Esto confirma nuestra primera intuición de que en las crisis y en los auges las volatilidades de las series empleadas tanto en el modelo 1 como en el 2, aumentan.

⁴⁰El concepto de asimetría de profundidad (*“deepness”*) que se valida en este trabajo sigue al propuesto por Sichel (1993), el cual hace referencia a si la amplitud de las crisis es mayor

En el primer caso (Modelo 1), aunque no se encuentra asimetría de afilamiento, si se observa que para el caso de la TEM y el PIBP se rechaza la hipótesis nula de ausencia de asimetría de profundidad. En el caso del modelo 2, si se encuentra evidencia de asimetrías de afilamiento para el caso del régimen 1 y 3 (Crisis y Auge). Igualmente se encuentra evidencia de la existencia de asimetrías de profundidad para el caso de la tasa de empleo moderno no calificado.

Tabla 5

Prueba Wald (Asimetría)
Modelo 1: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Prueba	Comparación	p-valor
NonSharpness test: [Chi(3)]	p ₁₂ =p ₃₂	[0.8348]
	p ₁₃ =p ₃₁	[0.8822]
	p ₂₁ =p ₂₃	[0.9624]

Prueba Estadística	Variable	Signo	p-valor
Non-Deepness	TEM	(-)	[0.0249]**
	PIB	(-)	[0.0420]**
	SMN	(+)	[0.3834]

Análisis Prueba Asimetría (Datos)	Variable	Signo	p-valor
Sesgo	TEM	(-)	[0.0000]***
	PIB	(-)	[0.0000]***
	SMN	(+)	[0.0050]***

(menor) a la de los auges. En Krolzig y Clements (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:

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

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,

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

El estadístico Wald de la asimetría de afilamiento se construye siguiendo la definición propuesta por McQueen y Thorley (1993). Este tipo de asimetrías resulta, por ejemplo, cuando se da que las crisis se dan de forma abrupta mientras que los auges tienen una mayor persistencia antes y durante la fase. En el caso de los modelos MS este tipo de asimetrías se comprueba 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 $p_{1M} = p_{M2}$. Ver Krolzig y Clements (2003) para mayor profundidad sobre estos dos conceptos.

Tabla 6

Prueba Wald (Asimetría)

Modelo 2: TEMN($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Prueba	Comparación	p-valor
NonSharpness test: [Chi(3)]	p ₁₂ =p ₃₂	[0.8505]
	p ₁₃ =p ₃₁	[0.0000]***
	p ₂₁ =p ₂₃	[0.9246]

Prueba Estadística	Variable	Signo	p-valor
Non-Deepness	TEMN	(-)	[0.0777]*
	PIB	(-)	[0.5430]
	SMN	(+)	[0.4356]

Análisis Prueba Asimetría (Datos)	Variable	Signo	p-valor
Sesgo	TEMN	(-)	[0.0030]***
	PIB	(-)	[0.0000]***
	SMN	(+)	[0.0061]***

Se procede entonces, a corroborar la hipótesis nula de no régimen-dependencia de los parámetros autorregresivos de la estimación (A_i) empleando igualmente la prueba de razón de verosimilitud. Las tablas 7 y 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 presenta 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.

41.

Tabla 7

Prueba LR (Regimen-dependiente de A_i)

Modelo 1: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Rezago	Prueba	chi-cuadrado	p-valor	Modelos
P=2	LR	52.356	0.0070	(MSIAH-MSIH)
P=3	LR	81.602	0.0090	(MSIAH-MSIH)
p=3 p=2	LR	17.623	0.4807	(MSIAH-MSIH)

Tabla 8

Prueba LR (Regimen-dependiente de A_i)

Modelo 2: TEMN($\Delta\%$) SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Rezago	Prueba	chi-cuadrado	p-valor	Modelos
P=2	LR	70.4774	0.0654	(MSIAH-MSIH)
P=3	LR	104.4636	0.0000	(MSIAH-MSIH)
p=3 p=2	LR	18.2178	0.4414	(MSIAH-MSIH)

Por último, se procede a estimar los test de asimetrías y no-linealidad del modelo lineal $VAR(p)$ y su contraparte $MSIAH - VAR(p)$ seleccionado ante-

⁴¹Se emplea la estrategia “*Top-down*” propuesta por Krolzig(1997), partiendo de 6 rezagos y disminuyendo secuencialmente a medida que se acepte la hipótesis nula, hasta rechazarla.

riormente producto de la estrategia “*Bottom – up*”. Este test se construye con el estadístico de razón de verosimilitud **LR**, tomando como hipótesis nula la “linealidad” del modelo $VAR(p)$. Las tablas 9 y 10, muestran que para ambos modelos la hipótesis de nula se rechaza en favor del $MSIAH – VAR(p)$.

Tabla 9

Prueba LR (Linealidad)

Modelo 1: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Rezago	Prueba	chi-cuadrado	p-valor	Modelos
P=2	LR	195.0164	0.0000	(MSIAH-VAR)

Tabla 10

Prueba LR (Linealidad)

Modelo 2: TEMN($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Rezago	Prueba	chi-cuadrado	p-valor	Modelos
P=2	LR	215.8928	0.0000	(MSIAH-VAR)

En consecuencia, se obtiene que la mejor especificación para ambos modelos es una del tipo $MSIH – VAR(2)$ gobernado por tres regímenes. Estos últimos, se identifican como “crisis, recuperación y auge”⁴². En el caso del primer modelo, en el que se tiene la TEM, SMN y el PIBP, en base a los residuales estandarizados y suavizados y las predicciones un paso adelante, se encontró mayor robustez cuando se emplean tres rezagos en la especificación.⁴³

Las tablas A7 y A8 presentan los resultados de la estimación junto con los valores t de los parámetros estimados respectivamente, para el primer modelo.

⁴²Para 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”, le 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 *grid* 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 aplica para un número limitado de modelos, luego su generalización al $MS – VAR$ no es posible, ver Krolzig (1997). Recientemente, Carrasco et al (2004) propone 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, DiSanzo (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 y 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.

⁴³En este tipo de modelos, muchos de los test convencionales que se utilizan para chequear autocorrelación y normalidad, no pueden estimarse debido a que los residuales no tienen una distribución asintótica convencional. Sin embargo puede emplearse los residuales estandarizados y suavizados, junto con las predicciones un paso hacia adelante con el fin de ver señales de correlación en los residuales.

La tabla 11 presenta la matriz de probabilidades de transición del modelo 1 estimado con tres rezagos. A partir de ésta, es posible inferir la duración media de cada estado: El primer régimen (crisis) tiene una duración media de 6.43 trimestres, mientras que el régimen 2 (recuperación) tiene una duración promedio de 7.33 trimestres. Por su parte, el régimen 3 (auge) tiene una duración de 9.8 trimestres⁴⁴. Estos resultados están acordes con lo encontrado en el análisis descriptivo por sub-periodos, en donde se evidenció que el empleo moderno en general tuvo un mejor desempeño que el del empleo moderno no calificado⁴⁵.

Tabla 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

El gráfico 1 presenta el comportamiento de las variables del mercado laboral para el modelo 1 y el PIBP y sus distintos regímenes durante el periodo 1984-2009, los cuales se aproximan a lo descrito en la sección 2. Se aprecia claramente que el primer régimen se puede identificar con un periodo de crisis: captura la crisis de los noventa y la más reciente, sobre el PIBP, el empleo moderno y los salarios. Para una mirada más detallada de los regímenes los gráficos A1, A2, A3 y A4 presentan el componente tendencial y cíclico de cada una de las variables empleadas en el modelo 1 y 2, producto de la estimación de un filtro de Hodrick y Prescott, emplando series desestacionalizadas. Específicamente los gráficos A1 y A2 (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 periodo de recuperación-bajo crecimiento; pobre desempeño del PIBP y del mercado laboral durante finales de la década de los ochenta e inicios de los noventa⁴⁶. Igualmente se aprecia en este régimen la fase de recuperación posterior a la crisis de finales de los 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 el periodo comprendido entre el 2003 y 2007⁴⁷.

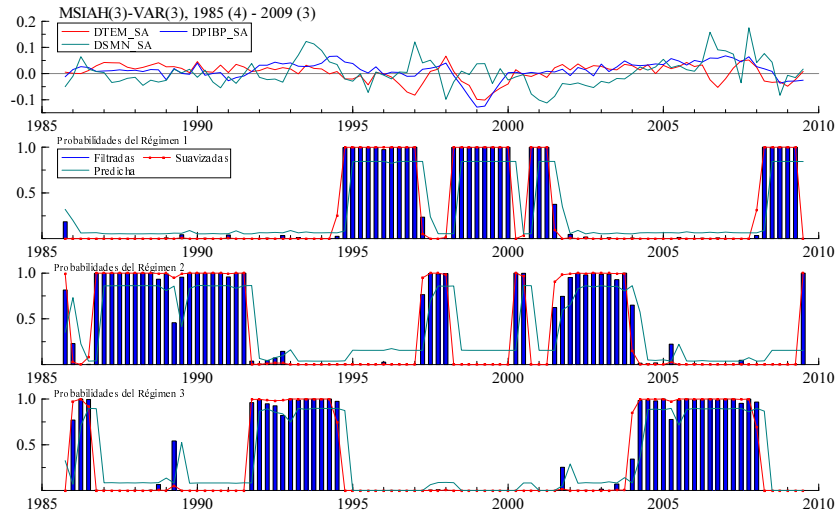
⁴⁴Ver Gráfico 1 y análisis posterior para una justificación de cada uno de los regímenes.

⁴⁵Esto también se puede observar en el gráfico A7, en donde se muestra distintas medidas de probabilidades de duración en cada uno de los regímenes. De allí, se obtiene similares conclusiones a las ya mencionadas, a decir, el régimen 3 (auge) es el de mayor duración, tanto si se está en él, como h periodos hacia adelante, seguido del régimen 2 (recuperación) y por último el régimen 3 (crisis)

⁴⁶Ver gráfico A1 y A2

⁴⁷Ver gráfico A1 y A2.

Gráfico 1
Dinámica del Mercado Laboral (Modelo 1)



Debido a la no normalidad de los residuales predichos, las técnicas de chequeo tradicionales en este caso no pueden implementarse. Sin embargo el uso de herramientas típicas como autocorrelogramas y densidades por regímenes puede dar indicios de la robustez de los modelos. Los gráficos A5 y A6 presentan el grado de ajuste del modelo estimado y algunas pruebas convencionales respectivamente. En ambos casos se puede apreciar el buen desempeño del modelo, tanto en términos de predicción como de comportamiento de sus residuales.

Dadas las estimaciones presentadas en párrafos anteriores, es posible inferir las elasticidades inter-anales para el empleo moderno frente al PIB y al SMN⁴⁸. En este último caso, se realiza un ajuste por el crecimiento de la PET con el fin de encontrar la elasticidad inter-anual del empleo moderno al salario moderno no calificado. La tabla 12 presenta dichas elasticidades para el caso del empleo moderno; se observa que en periodos de crisis (Régimen 1) las elasticidades del empleo moderno aumentan (en valor absoluto) tanto frente a 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).

⁴⁸Las elasticidades inter-anales 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 presente 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 inter-anales dado que se trabajó con variaciones anuales en la estimación. El segundo, es que técnicamente para el cálculo de las elasticidades, éstas deberían haberse modelado como variables exógenas. Sin embargo, en la sección 5.2 encontramos que no era posible modelar el PIBP o los SMN como tales, luego, se debe subrayar el carácter endógeno de las elasticidades aquí encontradas.

Tabla 12

Elasticidad / Régimen	1	2	3
TEM-PIBP	0.44313	0.20879	0.062771
TEM-SMN*	-0.14969	-0.09618	-0.11145

Las elasticidades presentadas en la tabla 12 coinciden en buena forma con la matriz de correlaciones contemporáneas de cada régimen, expuestas en la tabla A9, exceptuando por la relación negativa entre el PIBP y la tasa de empleo moderno encontrada para el régimen 3 en este último caso.

Una vez obtenidos los resultados del primer modelo propuesto, se procede al análisis de los resultados encontrados para el segundo modelo (relación entre la TEMN, PIBP y SMN). Las tablas A10 y A11 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, dado los resultados de la matriz de probabilidades de transición (Tabla 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 trimestres⁴⁹. Estos resultados muestran una diferencia notoria en la dinámica del empleo moderno no calificado y total, ya que este último tiene una duración mayor en los periodos 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, en donde se observó una caída en la participación dentro del empleo total⁵⁰.

Tabla 13

Matriz de Probabilidades de Transición: P
Modelo 2: TEMN($\Delta\%$) SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

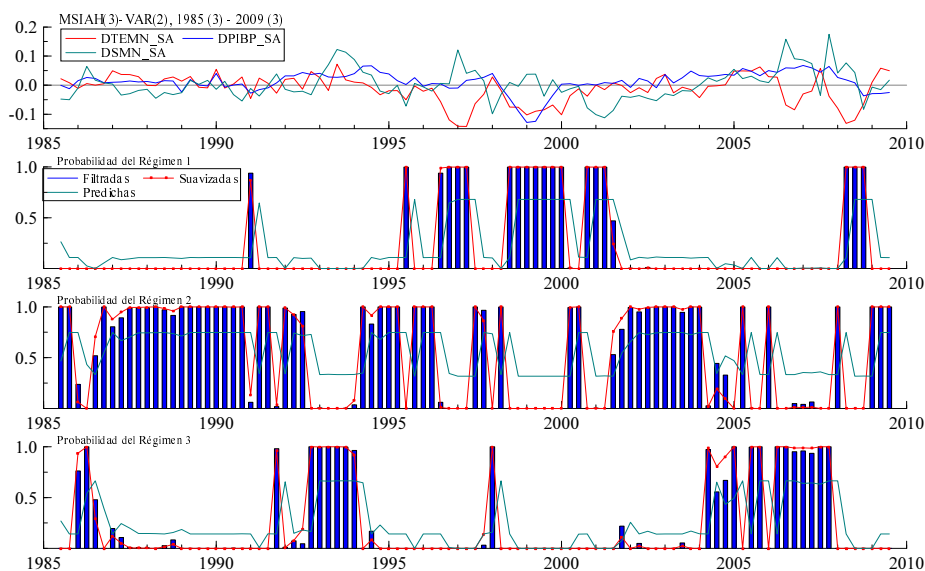
Régimen	1	2	3
1	0.6813	0.3187	0.0000
2	0.1088	0.7487	0.1425
3	0.0000	0.3342	0.6658

La menor persistencia de los regímenes observada en el caso del modelo 2, se evidencia por completo en el gráfico 2. Hay tres aspectos fundamentales a destacar de este gráfico: primero, los periodos de auge fueron más cortos que en el caso en que se analizó el empleo moderno total. Segundo, los periodos de crisis a pesar de que no fueron menores, si tuvieron una menor persistencia.

⁴⁹Los gráficos A8 y A9 presentan el grado de ajuste del modelo estimado y algunas pruebas convencionales respectivamente. En ambos casos se puede apreciar el buen desempeño del modelo, tanto en términos de predicción como del comportamiento de sus residuales.

⁵⁰Ver sección 2.

Gráfico 2
Dinámica del Mercado Laboral (Modelo 2)



Por último, cabe destacar la gran participación que gana el régimen 2 en este segundo modelo, tanto en número de eventos como en persistencia⁵¹.

Siguiendo una estrategia similar a la del caso anterior, la tabla 14 presenta las elasticidades para el empleo moderno no calificado: elasticidad EMN-PIB y EMN-SMN. Se aprecia que el empleo moderno no calificado resulta ser altamente sensible al salario moderno no calificado en los periodos de crisis, y en menor magnitud en los periodos 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 periodos de auge como de crisis. El segundo, y el más llamativo de los resultados, resulta ser la elasticidad negativa del EMN al PIB evidenciada en los periodos de recuperación (régimen 2). Lo anterior, sugiere que en los periodos de recuperación, aumentos del PIB van acompañados de caídas en el empleo moderno no calificado, o lo que es lo mismo, en periodos de recuperación caídas del PIB acompañan aumentos del empleo moderno no calificado. Paradójicamente, esto se ha venido cumpliendo en los distintos periodos de recuperación, posteriores a intensos eventos de crisis o previos a eventos de auge, en donde se observa aumentos significativos en el empleo moderno no calificado⁵². Este resultado contrasta notoriamente con las

⁵¹El gráfico A10 presenta un análisis detallado sobre las características de cada uno de los regímenes con similares conclusiones a las esbozadas en este párrafo

⁵²El gráfico A11 presenta la comparación del componente cíclico de un filtro de Hodrick

Tabla 14

Elasticidad / Régimen	1	2	3
EMN-PIBP	0.085996	-0.73676	0.10905
EMN-SMN*	-0.57303	0.03652	-0.123184

correlaciones contemporáneas presentadas en la tabla A11.

5.4 Análisis de Sensibilidad.

En esta sección se presenta 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 subraya Ehrmann, Ellison y Valla (2003), debido a que las variables endógenas creadas tienen por lo general una muestra pequeña, sus estimación no coinciden exactamente con las obtenidas con la data inicial, luego puede llevarse 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 a través de la muestra, se selecciona inicialmente los regímenes en el periodo cero, escogiendo un número aleatorio de una función con distribución uniforme entre $[0, 1]$ y comparándolas con las probabilidades incondicionales de estar en cada régimen. Posteriormente, en cada momento del tiempo 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

y Prescott de la tasa de empleo moderno no calificado y el PIBP, en donde se puede apreciar que, en las épocas clasificadas como periodos de recuperación, hubo una tendencia contraria entre la TEMN y el PIB. Una explicación a este fenómeno, es que en los periodos 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. Posteriormente, en los periodos de recuperación-auge, se da el sentido inverso en la sustitución, y en este caso el PIBP juega un papel protagónico, ya que a medida que se recupera la economía, mayor es la sustitución.

(2003) se tiene 2), luego la comparación debe realizarse para todas las probabilidades condicionales, dado que se está en el estado i , y poder garantizar que la matriz de transición continúa 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 residuales normalmente distribuidos con media cero y varianza I_K . 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. Las tablas 15 y 16 presentan los resultados para las elasticidades del empleo moderno y del empleo moderno no calificado respectivamente.

Tabla 15
Boostrapping para las Elasticidades: Empleo Moderno

Elasticidad / Régimen	1	2	3
Int (+) 10% (Conf)	0.522547	0.274128	0.261415
Int (+) 5% (Conf)	0.464795	0.249941	0.217390
TEM-PIBP	0.443130	0.208790	0.062771
Int (-) 5% (Conf)	0.376289	0.080114	0.061978
Int (-) 10% (Conf)	0.285104	0.034547	0.061402
Int (+) 10% (Conf)	0.065964	-0.051490	-0.099308
Int (+) 5% (Conf)	-0.014276	-0.081827	-0.113452
TEM-SMN*	-0.149690	-0.096183	-0.111452
Int (-) 5% (Conf)	-0.151690	-0.189736	-0.204624
Int (-) 10% (Conf)	-0.194875	-0.211056	-0.227546

Tabla 16
Boostrapping para las Elasticidades: Empleo Moderno no Calificado.

Elasticidad / Régimen	1	2	3
Int (+) 10% (Conf)	0.103125	-0.06470255	0.112507782
Int (+) 5% (Conf)	0.086155	-0.10875354	0.09897946
TEMN-PIBP	0.085996	-0.73676	0.10905
Int (-) 5% (Conf)	0.043918	-0.70160909	-0.57219944
Int (-) 10% (Conf)	-0.039460	-0.73318747	-0.62498667
Int (+) 10% (Conf)	-0.56805669	0.189024465	0.046812686
Int (+) 5% (Conf)	-0.57503177	0.158100719	-0.02938013
TEMN-SMN*	-0.56822	0.03652	-0.123184
Int (-) 5% (Conf)	-0.62240005	-0.07834729	-0.12830626
Int (-) 10% (Conf)	-0.66448	-0.10969724	-0.14594647

En el caso del empleo moderno total, se observa que los resultados estimados inicialmente son robustos. Es decir, la elasticidad empleo moderno total-PIBP resulta ser positiva y mayor en los periodos de crisis, mientras que la elasticidad empleo moderno-salario moderno no calificado es negativa en todos los regímenes, y mayor en valor absoluto durante los periodos de crisis.

Para el caso del empleo moderno no calificado, se observa que la elasticidad del empleo moderno no calificado-PIBP es positiva en las crisis, y estadísticamente no es distinta de cero en los periodos de auge, mientras que en los periodos 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 periodos de crisis la elasticidad es negativa al igual que en los periodos de auge, siendo mucho mayor (en valor absoluto) en el primero que en el segundo caso. Por último, esta elasticidad no resulta estadísticamente significativa distinta de cero en los periodos de recuperación.

Para un panorama completo de la dinámica del mercado laboral y su relación con la actividad económica agregada, se necesita por supuesto del análisis de 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 tema de estudio junto con el de la tasa de desempleo, la tasa de participación, la evasión y su relación con el PIB.⁵³

⁵³Estos tópicos se abordan para el caso de la economía colombiana en una serie de trabajos que se encuentran actualmente en desarrollo por López (2010), Tamayo y López (2010) y

6 Implicaciones de Política y Conclusiones.

Los resultados encontrados en este trabajo tienen implicaciones directas sobre las medidas de política económica laboral. Para el caso del empleo moderno no calificado, se verifica una alta sensibilidad (con signo negativo) a los salarios en los periodos de crisis y una respuesta menor en los periodos de auge. Igualmente, se encuentra que este tipo de empleo resulta poco dinámico, incluso en los periodos de auge.

En un trabajo que se adelanta actualmente por López y Tamayo (2010) 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 en este trabajo, sugieren 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, en donde el salario mínimo real aumentó incluso más que en los periodo 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 en un muy corto plazo. Sin embargo, su recuperación posterior a este evento, toma mas tiempo.

Para el caso del empleo moderno total no se observa una respuesta tan pronunciada con respecto al salario debido posiblemente a la sustitución entre el empleo calificado y el no calificado; esto sugiere que, aumentos del salario no calificado provocan una salida de empleados no calificados y un aumento moderado del empleo calificado, condicionado a un PIB constante.

En el caso de la elasticidad empleo-PIB para el empleo moderno total, se encuentra una gran asimetría en los periodos de crisis y recuperación. Esto mostraría, la prociclicidad del empleo calificado al PIB, en especial en los periodos de crisis y recuperación. Luego la entrada de personas calificadas al mercado laboral está condicionada a la dinámica de la economía, especialmente en los periodos de recuperación.⁵⁴

Tamayo (2010).

⁵⁴Ver la elasticidad empleo-PIB para el empleo moderno no calificado y total en los periodos de recuperación.

7 Bibliografía.

- Abowd, John y Zellner, Arnold (1985) “Estimating Gross Labor Force Flows,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 3:254–83, July 1985.
- Arango, Carlos A. y Rojas, Ángela M. (2001). “Demanda Laboral y Reforma Comercial en el Sector Manufacturero Colombiano: 1977-1999,” *Ensayos Sobre Política Económica*, No. 44.
- Arango, Luis E., Gómez, Mónica A. y Posada, Carlos E. (2009), “La Demanda de Trabajo Formal en Colombia: Determinantes e Implicaciones de Política,” *Borradores de Economía*, Banco de la República, No. 563.
- Bernal, Raquel y Cárdenas, Mauricio (2003), “Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976-1996,” *NBER Working Papers*, No. 10077.
- Bertola, Giuseppe y Calbero, Ricardo (1990), “Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics.” *NBER Macroeconomics Annual* 1990, Cambridge: MIT Press, 237–88.
- Blanchard, Olivier y Diamond Peter (1989), “The Beveridge Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, 1–60.
- Blanchard, Olivier y Diamond Peter (1990), “The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers,” *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, 85–155
- Caballero, Ricardo (1992), “A Fallacy of Composition,” *American Economic Review*, 82(5), 1279–1292.
- Carrasco, Marine, Hu, Liang y Ploberger, Werner (2004), “Optimal Test for Markov Switching,” *Working Paper*, University of Rochester.
- Clements, Michael P. y Krolzig, Hans M. (2003), “Business Cycle Asymmetries: Characterization and Testing Based on Markov-Switching Autoregressions,” *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 21 (1), 196-211.
- Cole, Harold L. y Rogerson, Richard (1999), “Can the Mortensen-Pissarides Matching Model Match the Business-Cycle Facts?” *International Economic Review*, vol. 40(4), 933-959.
- Cooper, Russel, Haltiwanger, John C. y Willis, Jonathan (2007), “Search Frictions: Matching Aggregate and Establishment Observations,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 54(1), 56-78.
- Davis, Steven J. y Haltiwanger, John C. (1992), “Gross Job Creation, Gross Job Destruction and Employment Reallocation,” *Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 819–63.
- Davis, Steven J. y Haltiwanger, John C. (1999), “On the Driving Forces Behind Cyclical Movements in Employment and Job Reallocation,” *The American Economic Review*, vol. 89(5), 1234-1258.
- Davis, Steven J., Faberman, Jason y Haltiwanger, John C. (2006) “The Flow Approach to Labor Markets: New Evidence and Micro-Macro Links,” *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20(3), 3-24.
- Davis, Steven J., Faberman, Jason, Haltiwanger, John C., Jarmin, Ron, y Miranda Javier (2010), “Business Volatility, Job Destruction and Unemployment,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, forthcoming.

- Davis, Steven J. y Kahn, James A. (2008), "Interpreting the Great Moderation: Changes in the Volatility of Economic Activity at the Macro and Micro Levels," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22(3).
- den Hann, Wouter J., Ramey, Garey y Watson, Joel (2000), "Job Destruction and Propagation of Shocks," *American Economic Review*, vol. 90(3), 482-498.
- DiSanzo, Silvestro (2009), "Testing for Linearity in Markov Switching Models: A Bootstrap Approach," *Statistical Methods and Applications*, vol. 18 (2), 153-168.
- Ehrmann, Michael, Ellison, Martin y Valla, Natacha (2003), "Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregressive," *Economic Letters*, vol. 78, 295-299.
- Elliot, Graham, Rothemberg, Thomas J. y Stock, James H. (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, vol. 64(4), 813-839.
- Faberman, R. Jason (2008), "Job Flows, Jobless Recoveries, and the Great Moderation," *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper*, No. 08-11.
- Fujita, Shigeru y Ramey, Garey (2006), "The Cyclicalities of Job loss and Hiring," *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper*, No. 06-17.
- Fujita, Shigeru y Ramey, Garey (2007), "Reassessing the Shimer Facts," *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper*, No. 07-2.
- Fujita, Shigeru y Ramey, Garey (2009), "The Cyclicalities of Separation and Job Finding Rates," *International Economic Review*, vol. 50(2), 415-430.
- Fallick, Bruce y Fleischman Charles (2004), "Employer-to-Employer Flows in the U.S. Labor Market: The Complete Picture of Gross Worker Flows," *Finance and Economics Discussion Series 2004-34*, Board of Governors of the Federal Reserve System
- Garcia René (1998), "Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models," *International Economic Review*, vol. 39(3), 763-788.
- Hall, Robert (2005a), "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness," *American Economic Review*, vol 95(1), 50-65.
- Hall, Robert (2005b), "Job Loss, Job Finding, and Unemployment in the U.S. Economy over the Past Fifty Years," *NBER Macroeconomics Annual*, 101-137.
- Hall, Robert (2005c), "Employment Efficiency and Sticky Wages: Evidence from Flows in the Labor Market," *Review of Economics and Statistics*, 87(3), 397-407.
- Hamilton, James (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, vol. 57, 357-384.
- Hamilton, James (1989), "Regime-Switching Models," en *New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd edition, Steven Durlauf y Lawrence Blume (eds.), Palgrave MacMillan.
- Hansen, Bruce E. (1992), "The likelihood ratio test under non-standard conditions: Testing the Markov switching model of GNP," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, 61-82.

Hobijn, Bart, Franses Phillips H. y Ooms, Marius (2004), "Generalizations of the KPSS-test for Stationarity," *Statistica Neerlandica*, vol. 58(4), 483-502.

Kim, Chiang-Jin, y Nelson, Charles R. (1999), "Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle," *Review of Economics and Statistics*, vol. 81(4), 608-616.

Krolzig, Hans M. (1997), "Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis," Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems 454, Springer-Verlag, Berlin.

Krolzig Hans M. (1997), "Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for OX," *Discussion Paper*, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.

Krolzig Hans M., Marcellino, Massimiliano y Mizon, Grayham E. (2002), "A Markov Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labour Market," *Empirical Economics*, vol. 27, 233-254.

Krolzig Hans M. y Toro, Juan (2001), "A New Approach to the Analysis of Business Cycle Transitions in a Model of Output and Employment," *Economics Series Working Paper*, University of Oxford, Department of Economics.

Kwiatkowski Denis, Phillips Peter C.B., Schmidt Peter y Shin Yongcheol (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, 159-178.

McQueen, Grant y Thorley, Steven (1993), "Asymmetric Business Cycle Turning Points," *Journal of Monetary Economics*, vol 31, 341-362.

Newey Whitney K. y West Kenneth D. (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, 61, 631-653.

Posada, Carlos E. y González, Andrés (1997), "El Mercado Laboral Urbano: Empleo, Desempleo y Salario Real en Colombia ente 1985 y 1996," *Borradores de Economía* Banco de la República , No. 184.

Roberts, Mark J. y Emmanuel Skoufias (1997), "The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants," *The Review of Economics and Statistics*, vol 79(2), 330-334.

Shimer, Robert (2005a), "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies," *American Economic Review*, vol. 95(1), 25-49.

Shimer, Robert (2005b), "The Cyclicalilty of Hires, Separations, and Job-to-Job Transitions," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 87(4), 493-507.

Shimer, Robert (2007), "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment," *NBER Working Paper*, No. 13421.

Sichel, Daniel E. (1993), "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look," *Economic Inquiry*, vol. 31, 224-236.

Sims, Christopher (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, vol. 48(1), 1-48.

Stock, James H., y Watson, Mark W. (2002), "Has the Business Cycle Changed and Why?" en Mark Gertler and Kenneth Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual 2002*. Cambridge MA, MIT Press, 159-218.

Tasci, Murat (2007), "On-the-Job Search and Labor Market Reallocation," *Working Paper*, Federal Reserve Bank of Cleveland, No 07-25.

Valderrama, Fanny M. (1997), "Trimestralización del Producto Interno Bruto por el Lado de la Oferta," *Archivos de Macroeconomía*, Departamento Nacional de Planeación, No. 054.

Vivas, Alejandro, Farné Stefano y Urbano, Dagoberto (1998). "Estimaciones de Funciones de Demanda de Trabajo Dinámicas para la Economía Colombiana, 2980-1996," *Archivos de Macroeconomía*, Departamento Nacional de Planeación, No. 092.

Yashiv, Eran (2006a), "Evaluating The Performance of The Search and Matching Model," *European Economic Review*, vol. 50(4), 909–936.

Yashiv, Eran (2006b), "U.S. Labor Market Dynamics Revisited," *IZA Discussion Paper*, No. 2445

8 Apéndice.

8.1 Pruebas Raíces Unitarias.

Tabla A1.
Prueba de Raíces Unitaria
 Variables: TEM, TEMN, SMN Y PIBP

Nombre de la Prueba	Criterio de Selección de Rezagos	Estadístico	Valor Crítico (5% Sign.)	Estadístico del Test (TEM)	Estadístico del Test (TEMN)	Estadístico del Test (SMN)	Estadístico del Test (PIBP)	Ho:
Ng-Perron(2001)	AIC Modificado	Mza	-8.100	0.04207	-8.27422	-3.34810	-0.28850	Raíz Unitaria
		MZt	-1.980	0.04677	-1.89719	-1.27061	-0.12652	
		MSB	0.233	1.11182	0.22929	0.37950	0.43854	
		MPT	3.170	68.22310	3.47720	7.30385	15.58650	
Elliott-Rothenberg-Stock (1996)	AIC Modificado	Estadístico P	3.112	8.77909	5.48779	8.41252	20.89352	Raíz Unitaria
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992)	AIC Modificado	Estadístico LM	0.463	0.17762	0.89184	0.08151	0.84511	Estacionariedad

Tabla A2.
Prueba de Raíces Unitaria
 Variables: TEM($\Delta\%$), TEMN($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) Y PIBP($\Delta\%$)

Nombre de la Prueba	Criterio de Selección de Rezagos	Estadístico	Valor Crítico (5% Sign.)	Estadístico del Test (TEM)	Estadístico del Test (TEMN)	Estadístico del Test (SMN)	Estadístico del Test (PIBP)	Ho:
Ng-Perron(2001)	AIC Modificado	Mza	-8.100	-11.95870	-4.23986	-3.25014	-4.23986	Raíz Unitaria
		MZt	-1.980	-2.44521	-1.32559	-1.21262	-1.32559	
		MSB	0.233	0.20447	0.31265	0.37310	0.31265	
		MPT	3.170	2.04896	5.97541	7.48021	5.97541	
Elliott-Rothenberg-Stock (1996)	AIC Modificado	Estadístico P	3.112	2.93828	5.98481	9.22705	5.93245	Raíz Unitaria
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992)	AIC Modificado	Estadístico LM	0.463	0.26172	0.32840	0.24446	0.41998	Estacionariedad

8.2 Estimación VAR(p) Lineal.

Tabla A3

Prueba de Autocorrelación LM			Prueba de Normalidad, J-B Lutkepohl (2006)		
Modelo: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)			Modelo: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)		
Rezago	Estadístico-LM	p-valor	Tipo	Chi-cuadrado	p-value
1	6.4761	0.6915	Kurtosis	12.245	0.007
2	11.4647	0.2452	Sesgo	42.488	0.000
3	16.9585	0.0494	Jarque-Bera	79.531	0.000
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 Heterocedasticidad		
Modelo: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)		
Tipo	Chi-cuadrado	p-value
Sin Términos Cruzados	67.310	0.635
Con Términos Cruzados	51.965	0.451

Tabla A4

Prueba de Autocorrelación LM			Prueba de Normalidad, J-B Lutkepohl (2006)		
Modelo: TEMN($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)			Modelo: TEMN($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)		
Rezago	Estadístico-LM	p-valor	Tipo	Chi-cuadrado	p-value
1	4.7389	0.8564	Kurtosis	7.413	0.060
2	8.6361	0.4715	Sesgo	7.818	0.050
3	16.2246	0.0623	Jarque-Bera	6.000	0.019
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			

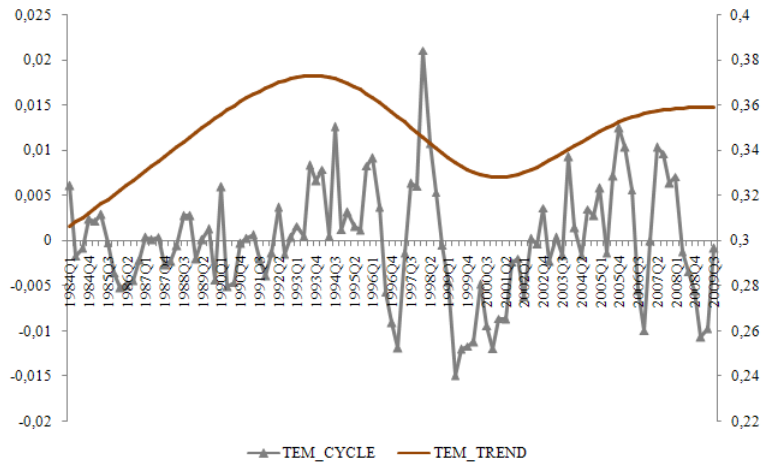
Prueba de Heterocedasticidad		
Modelo: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)		
Tipo	Chi-cuadrado	p-value
Sin Términos Cruzados	45.077	0.345
Términos Cruzados	61.965	0.406

Tabla A5

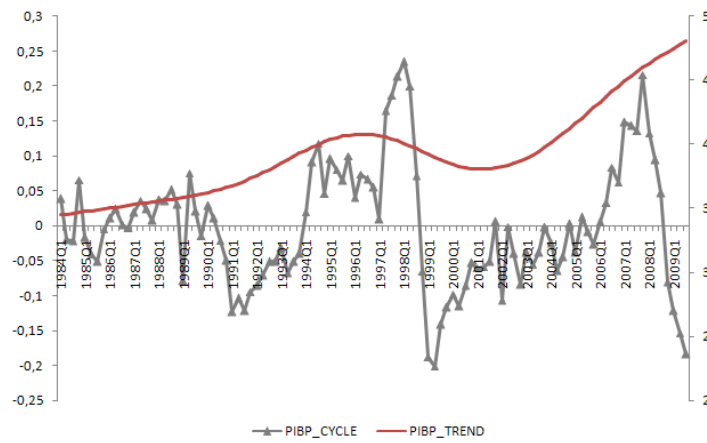
Prueba de Exogenidad Conjunta (Test Wald)		
Variables del Modelo: TEM, SMN Y PIBP		
Variable Dependiente	Chi-Cuadrado	p-value
TEM	8.8475	0.1823
SMN	1.8367	0.9341
PIBP	3.4908	0.7452

8.3 Comparación componente cíclico y tendencial variables empleadas en los modelos 1 y 2.

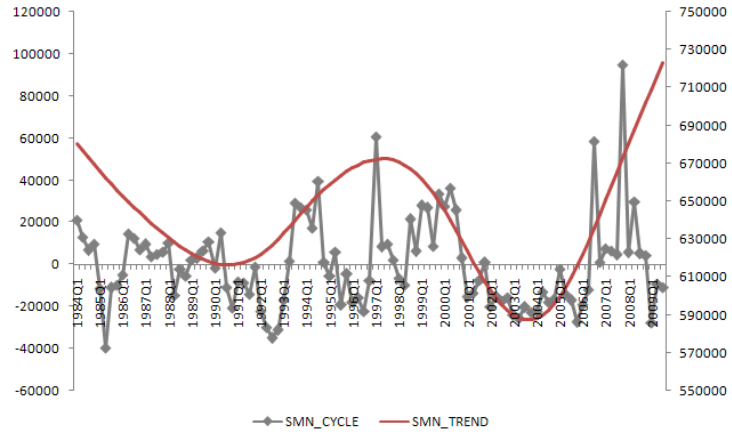
Gráfico A1
Componente Cíclico y Tendencial: Tasa de Empleo Moderno.



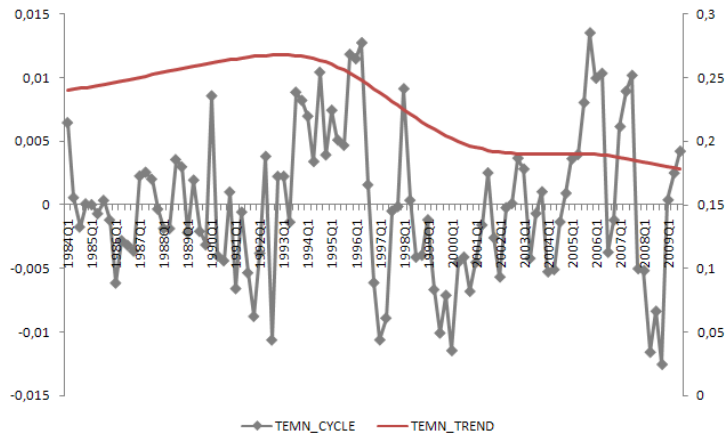
GráficoA2.
Componente Cíclico y Tendencial: PIB por PET



GráficoA3.
Componente Cíclico y Tendencial: Salario Moderno no Calificado



GráficoA4.
Componente Cíclico y Tendencial: Tasa de Empleo Moderno no Calificado.



8.4 Estimación Modelo $MS - VAR(p)$

8.4.1 Resultados Estimación Modelo 1: $TEM(\Delta\%)$, $SMN(\Delta\%)$ y $PIBP(\Delta\%)$

Tabla A7

Parámetros Autorregresivos

Modelo 1: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Régimen 1			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C1	-0.022431	-0.014326	-0.017094
DTEM_1	0.279834	-0.471883	-0.640515
DTEM_2	0.278728	0.380841	0.559168
DTEM_3	-0.304959	-0.509264	-0.046614
DPIBP_1	0.754305	1.353516	-0.046001
DPIBP_2	-0.83508	-0.38613	0.000596
DPIBP_3	0.423908	0.059326	0.020146
DSMN_1	-0.092727	-0.088335	0.231084
DSMN_2	0.025579	0.148761	0.190493
DSMN_3	-0.049112	-0.032933	0.02409
Régimen 2			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C2	0.019196	0.009432	-0.011917
DTEM_1	0.031521	-0.294325	0.618568
DTEM_2	0.449828	-0.069162	-0.98724
DTEM_3	-0.397572	0.017901	0.666529
DPIBP_1	-0.136278	0.224615	-0.364716
DPIBP_2	-0.194765	0.287992	0.282914
DPIBP_3	0.539832	0.386479	-0.59333
DSMN_1	-0.306997	-0.071606	0.57346
DSMN_2	0.257511	0.018901	0.031215
DSMN_3	-0.012964	0.06512	-0.059005
Régimen 3			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C3	0.018326	0.021951	0.026213
DTEM_1	0.414924	-0.036314	-0.162616
DTEM_2	-0.072796	-0.033284	0.253768
DTEM_3	-0.397399	0.252696	0.250469
DPIBP_1	-0.024641	0.267414	-0.929427
DPIBP_2	-0.07959	0.041369	0.114881
DPIBP_3	0.167002	0.079809	1.001129
DSMN_1	-0.124177	-0.082496	0.17852
DSMN_2	0.050754	0.129738	0.193997
DSMN_3	-0.002983	0.081336	0.040207

Tabla A8Valores t : Parámetros AutorregresivosModelo 1: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Régimen 1			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C1	-4.745	-3.700	-1.219
DTEM_1	1.551	-3.248	-1.219
DTEM_2	1.532	2.547	1.060
DTEM_3	-1.876	-3.888	-0.100
DPIBP_1	3.964	8.720	-0.084
DPIBP_2	-3.099	-1.739	0.001
DPIBP_3	2.173	0.369	0.035
DSMN_1	-1.756	-1.394	1.000
DSMN_2	0.413	2.905	1.049
DSMN_3	-1.787	-0.637	0.132
Régimen 2			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C2	7.398	2.763	-2.933
DTEM_1	0.233	-1.673	2.980
DTEM_2	3.162	-0.376	-4.544
DTEM_3	-3.275	0.115	3.581
DPIBP_1	-0.955	1.251	-1.691
DPIBP_2	-1.279	1.489	1.252
DPIBP_3	4.127	2.346	-3.029
DSMN_1	-3.220	-0.654	4.571
DSMN_2	3.943	0.225	0.312
DSMN_3	-0.185	0.740	-0.571
Régimen 3			
	DTEM	DPIBP	DSMN
C3	2.021	4.905	0.985
DTEM_1	2.275	-0.401	-0.306
DTEM_2	-0.399	-0.366	0.474
DTEM_3	-2.344	3.003	0.502
DPIBP_1	-0.087	1.929	-1.100
DPIBP_2	-0.260	0.272	0.128
DPIBP_3	0.715	0.689	1.463
DSMN_1	-1.738	-2.302	0.919
DSMN_2	0.510	2.604	0.700
DSMN_3	-0.030	1.650	0.138

Tabla A9

Matriz de Correlaciones Contemporáneas

Modelo 1: TEM($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

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

8.4.2 Pruebas Estimación Modelo 1: $TEMN(\Delta\%)$, $SMN(\Delta\%)$ y $PIBP(\Delta\%)$

Gráfico A5

Pronóstico y Ajuste del Modelo: Filtrado y un “paso” hacia adelante.

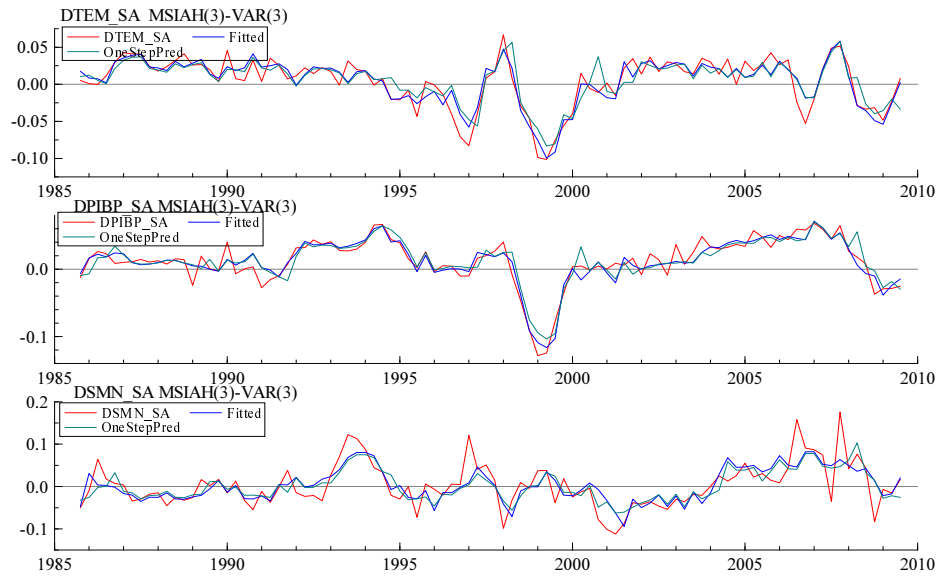


Gráfico A6
Análisis Residuales Estandarizados: Correlograma, Densidad y QQ.

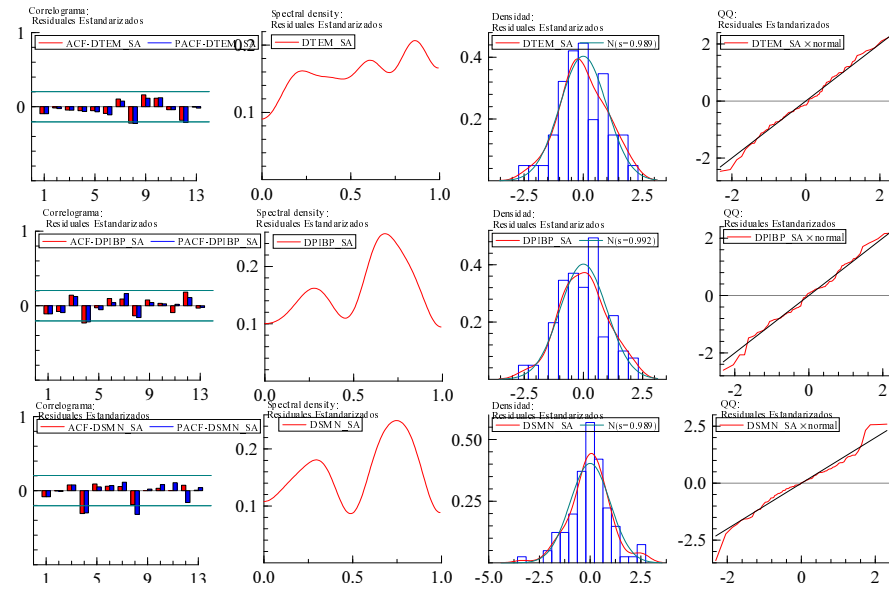
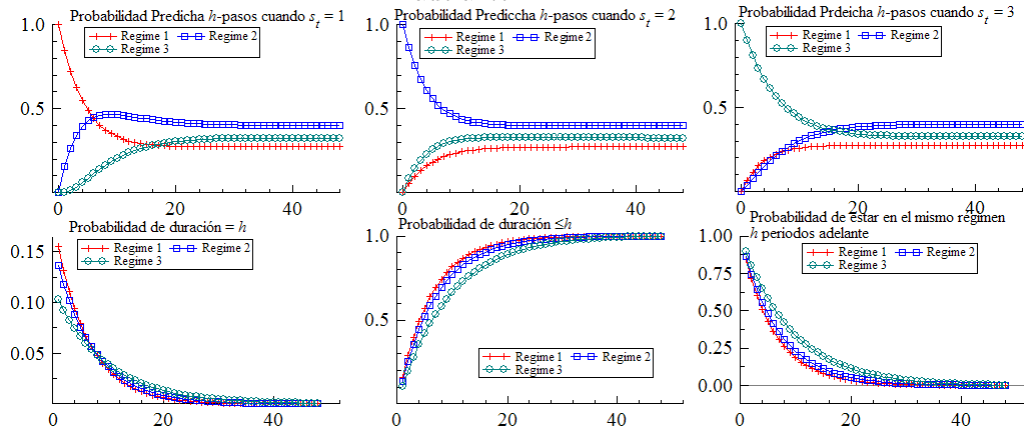


Gráfico A7
Análisis Probabilidades de Transición: Contemporáneas y h “pasos” hacia adelante.



8.4.3 Resultados Estimación Modelo 2: TEMN($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Tabla A10

Parámetros Autorregresivos

Modelo 2: TEMN($\Delta\%$) SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Régimen 1			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
C1	-0.07219	0.00330	-0.01339
DTEMN_1	0.51835	0.04040	-1.08710
DTEMN_2	-0.53951	0.06044	1.38410
DPIBP_1	-0.09021	1.59942	-0.05897
DPIBP_2	0.17620	-0.82479	-0.30456
DSMN_1	-0.48922	0.14260	0.34800
DSMN_2	-0.04900	0.02718	0.24774
Régimen 2			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
C2	0.01552	0.00846	-0.00595
DTEMN_1	0.50675	-0.00714	0.09790
DTEMN_2	-0.02725	0.03317	-0.13658
DPIBP_1	-0.91332	0.30504	-0.11515
DPIBP_2	0.17655	0.25126	-0.00439
DSMN_1	0.01047	0.06236	0.34444
DSMN_2	0.12606	0.09701	0.21020
Régimen 3			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
C3	0.004699	0.019443	0.022389
DTEMN_1	0.169374	-0.029527	0.448671
DTEMN_2	0.102871	-0.00752	0.184373
DPIBP_1	0.098521	0.523446	-0.735005
DPIBP_2	0.010532	-0.010777	0.973476
DSMN_1	-0.19153	-0.07344	0.463677
DSMN_2	0.128346	0.122547	0.050073

Tabla A11

Valores t: Parámetros Autorregresivos

Modelo 2: TEMN($\Delta\%$) SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

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	4.357	2.5797	-1.6902
DTEMN_1	6.2883	-0.0923	1.22
DTEMN_2	-0.3495	0.4431	-1.688
DPIBP_1	-6.7947	2.3497	-0.8647
DPIBP_2	1.2166	1.8119	-0.0304
DSMN_1	0.1658	1.051	5.5193
DSMN_2	2.0834	1.6527	3.358
Régimen 3			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
C3	0.2561	4.9921	0.8645
DTEMN_1	0.6923	-0.6212	1.298
DTEMN_2	0.4405	-0.157	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

Tabla A12

Matriz de Correlaciones Contemporáneas

Modelo 2: TEMN($\Delta\%$) SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Régime n 1			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
DTEMN	1.0000	-0.0997	-0.8023
DPIBP	-0.0997	1.0000	0.0652
DSMN	-0.8023	0.0652	1.0000
Régime n 2			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
DTEMN	1.0000	0.3457	-0.3114
DPIBP	0.3457	1.0000	0.0281
DSMN	-0.3114	0.0281	1.0000
Régime n 3			
	DTEMN	DPIBP	DSMN
DTEMN	1.0000	-0.7942	-0.5802
DPIBP	-0.7942	1.0000	0.5975
DSMN	-0.5802	0.5975	1.0000

8.4.4 Pruebas Estimación Modelo 2: TEMN($\Delta\%$), SMN($\Delta\%$) y PIBP($\Delta\%$)

Gráfico A8

Pronóstico y Ajuste del Modelo: Filtrado y un “paso” hacia adelante.

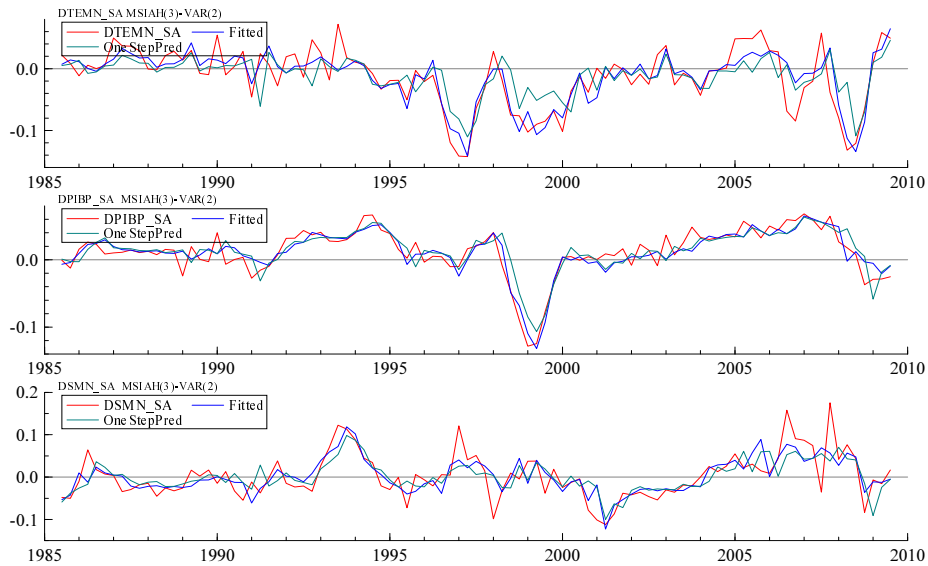


Gráfico A9
Análisis Residuales Estandarizados: Correlograma, Densidad y QQ. .

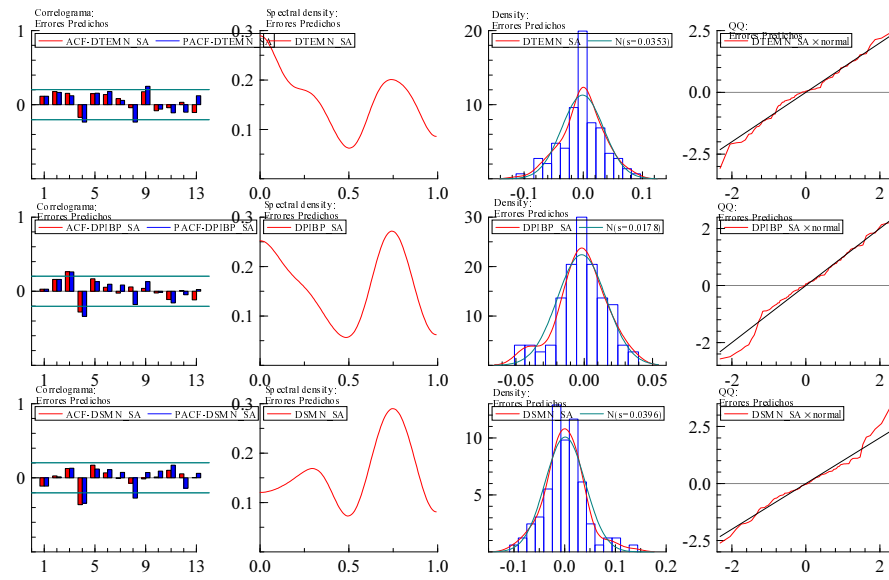
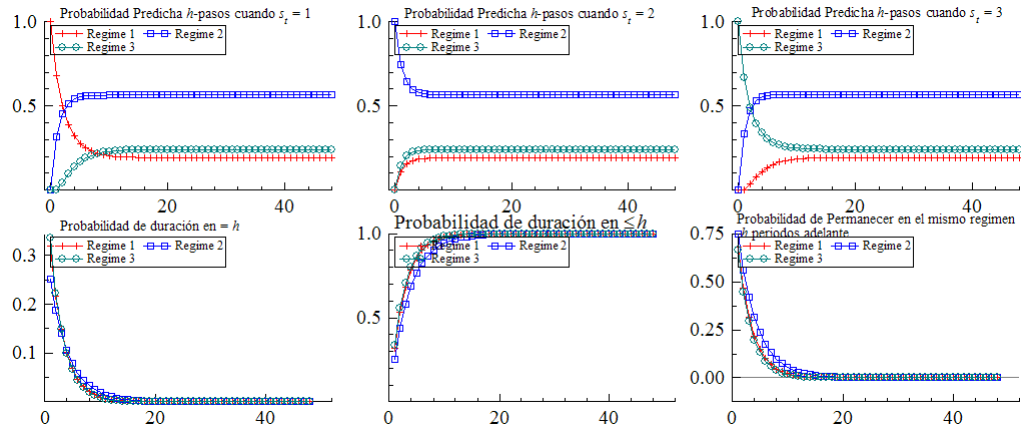


Gráfico A10
Análisis Probabilidades de Transición: Contemporáneas y h “pasos” hacia adelante .



8.4.5 Gráfico Comparación componente cíclico de TEMN y PIBP

