

La Curva de Beveridge en Colombia
(1976-2014): Cambios cíclicos y
estructurales

Por: Andrés Álvarez

Núm. 962
2016

Borradores de ECONOMÍA



tá - Colombia - Bogotá - Col

La Curva de Beveridge en Colombia (1976-2014): Cambios cíclicos y estructurales

Andrés Álvarez*

Resumen

En este trabajo se analiza la evolución de la Curva de Beveridge (CB) para Colombia entre 1976 y 2014. Aprovechando la disponibilidad reciente de datos trimestrales de tasas de vacantes nacionales recolectados por el Banco de la República se propone una cronología de la evolución de la relación entre vacantes y desempleo de estas cuatro últimas décadas. Mediante un modelo estructural de vectores autorregresivos, basado en la teoría del emparejamiento (matching) se descomponen los choques del ciclo económico, los cambios estructurales en la función de emparejamiento y los de participación laboral. Se concluye que desde mediados de la década de 1980s la CB en Colombia se desplazó estructuralmente debido a una combinación de dos factores: 1) un choque negativo a la actividad económica posterior a la crisis que se presenta en ese período que confluye con 2) un deterioro en las condiciones estructurales del mercado laboral que venían deteriorando la función de emparejamiento debido al descalce entre oferta y demanda con respecto a la calificación de la mano de obra. Desde finales de la primera década del siglo XXI parece haber mejorado la eficiencia del mercado laboral de manera que los efectos negativos del ciclo económico de 2008 no afectaron de la misma forma la tasa de desempleo como en épocas anteriores. Esto sugiere que la tasa de desempleo de largo plazo presenta una tendencia a la disminución, evidenciada en mejoras en la eficiencia del mercado laboral.

Clasificación JEL: E24, E32, J23, J6.

Palabras clave: curva Beveridge, fricciones del mercado laboral, desempleo, VAR estructural, función de emparejamiento.

* Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen ni al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Profesor Asociado de la facultad de economía de la universidad de los Andes. Este trabajo fue desarrollado durante una visita como investigador invitado en el Banco de la República de Colombia. Las condiciones de trabajo y sobre todo las discusiones con los investigadores de esta institución fueron fundamentales para esta investigación. Quiero en particular agradecer el apoyo, las discusiones y el trabajo de revisión exhaustivo y valioso de mis ideas en borrador que hizo Luis Eduardo Arango durante mi estadía de investigación en el Banco de la República. Agradezco los comentarios y desafiantes preguntas de Hernando Vargas quién siempre está pensando en el uso de las ideas académicas para la orientación de políticas y me obligó a hacer ese mismo ejercicio difícil pero necesario. Igualmente agradezco el apoyo como asistente de investigación de Sergio Andrés Rivera, sin cuya ayuda hubiera sido imposible salir de los enredos de las bases de datos y las estimaciones. Finalmente, agradezco la generosidad de mis colegas Marc Hofstetter y Karim Fajury quienes generosamente me permitieron utilizar ideas y datos de nuestros trabajos conjuntos para la elaboración de esta investigación que hace parte de un proyecto colectivo a seis manos. Todo error, omisión o imprecisión son mi entera responsabilidad. Contacto: ca.alvarez967@uniandes.edu.co.

1 Introducción

El estudio del comportamiento de los mercados laborales ha hecho progresos significativos en las últimas tres décadas desde el punto de vista teórico. El modelo de emparejamiento (*matching*) y los análisis cada vez más detallados de las diferentes formas que se pueden analizar cuando se toma en serio el proceso de búsqueda y de negociación salarial han contribuido a desarrollar una fundamentación microeconómica cada vez más sólida de estos fenómenos¹. Con este instrumental en la mano, los economistas podemos entender mejor las consecuencias de las fricciones estructurales de los mercados sobre las variables macroeconómicas y al mismo tiempo el efecto de los ciclos económicos sobre el desempeño del mercado laboral.

Este enfoque de doble vía entre la macro y la microeconomía del mercado laboral ha permitido el desarrollo de conceptos y mediciones empíricas nuevas que permiten un regreso a los datos con una mirada renovada. Dentro de esta literatura que conecta los modelos de emparejamiento con los fenómenos macroeconómicos sobresale un concepto que permite relacionar ambos niveles de análisis: la llamada *Curva de Beveridge* (*CB* en adelante). Esta representación relaciona la tasa de desempleo y la tasa de vacantes laborales en una economía a través del tiempo.

Aunque el nombre de esta relación se asocia con William Beveridge y algunos aportes de otros economistas desde los años 1950s (Ver Yashin 2008), su incorporación más rigurosa a la teoría métodos contemporáneos solo llegaría hasta los años 1980s. El trabajo seminal de Blanchard & Diamond (1989) permitió desarrollar un modelo teórico y un método empírico para aproximarse al estudio de la descomposición de los efectos cíclicos y de largo plazo que se reflejan en los cambios en la relación entre empleo y vacantes.

Debido a la ausencia de datos sobre vacantes en Colombia, el estudio sistemático del comportamiento del mercado laboral a partir del enfoque de los modelos microeconómicos basados en la teoría de la búsqueda (*search and matching theory*) había sido limitado. Este trabajo explota las series de vacantes elaboradas por Álvarez y Hofstetter (2014) con el apoyo del Banco de la República. El análisis de la evolución de la *CB* para Colombia durante el periodo 1976-2014 permite una nueva mirada a la dinámica de las fuerzas que guían la demanda laboral separando entre los efectos de la eficiencia (o ineficiencia) en el emparejamiento a través del mercado laboral y los efectos del ciclo económico.

Se trata igualmente de uno de los primeros estudios de este tipo para un país en desarrollo. Debido a la carencia de series históricas largas sobre vacantes en la gran mayoría de países en desarrollo, y particularmente en América Latina (Álvarez y Hofstetter, 2012), la estimación empírica y el análisis detallado de la *CB* ha sido imposible. Por lo tanto, con este estudio también se busca promover la renovación del análisis del mercado laboral para los países de la región; buscando incentivar la recolección de datos de vacantes para otras economías

¹ Para una reseña completa de esta literatura ver Petrongolo & Pissarides (2001).

emergentes, de forma que se puedan analizar de forma propia las dinámicas de sus mercados laborales locales.

El estudio de la relación entre tasa de vacantes y tasa de desempleo (CB) se ha aplicado fundamentalmente a los países desarrollados, desde el estudio seminal de Blanchard & Diamond (1989) para la economía de EEUU. Estos análisis sistemáticos la evolución conjunta de los flujos de creación-destrucción de empleo y de participación laboral, han permitido entender más profundamente la lógica de los cambios en las tasas de desempleo como consecuencia de choques de naturaleza diferente a los tradicionales enfoques basados en la oferta laboral y los determinantes demográficos de la misma.

En este trabajo se sigue de cerca esta metodología para explorar los determinantes dinámicos de la CB y poder entender la historia de tres décadas de desempeño del mercado laboral y los ciclos económicos en Colombia. A partir de este análisis podemos tener una mirada original sobre cambios importantes que ha sufrido el mercado laboral colombiano para responder a preguntas tales como: ¿Los cambios en la tasa de desempleo que se evidencian a partir de la década de 1980s obedecen a choques temporales o más bien estructurales al mercado laboral? ¿Las mejoras en la tasa de desempleo que vienen evidenciándose a lo largo de la primera décadas del siglo XXI reflejan cambios estructurales en el mercado laboral o son choques temporales debidos a una fase positiva del ciclo económico? En términos generales, nuestro estudio permite pensar una nueva periodización de la evolución del mercado laboral en Colombia y de esta manera dar luces sobre la manera en que pueden pensarse los determinantes de largo y corto plazo que afectan los niveles de la tasa de desempleo. Esto permitiría, a través de trabajos adicionales que exploten esta nueva periodización y los datos estimados en este trabajo, acercar el concepto de CB a una estimación nueva de los niveles de tasas de desempleo naturales y/o medidas tan importantes como la NAIRU y sus cambios en el tiempo.

El enfoque con el que se aborda aquí la historia de tres décadas del mercado laboral colombiano permite entender, a través del tiempo, en qué medida los cambios en la relación de Beveridge fueron dominados por choques de tipo cíclico (demanda agregada), de tipo estructural en el mercado laboral (fricciones en el mercado) o de participación laboral. Esta descomposición nos permite aprender de una manera diferente la historia de la tasa de desempleo y al mismo tiempo reforzar una narrativa sobre la cual a penas podemos tener algunas conjeturas en ausencia de datos sobre el comportamiento de las vacantes. Esta narrativa es la que explica cómo, desde finales de los años 1980s, las transformaciones institucionales y tecnológicas de la economía colombiana llevaron a un descalce (mismatch) entre las necesidades de calificación de la demanda de trabajo y la oferta laboral. Más precisamente, este trabajo permite explorar desde un punto de vista nuevo en la literatura colombiana la forma en que los cambios tecnológicos del país, impulsados por la apertura comercial y las reformas al mercado laboral, incrementaron la demanda por capital humano de mayor calificación, mientras la expansión de la oferta laboral, impulsada por la participación laboral femenina, no ofreció una mano de obra suficientemente calificada para

satisfacer dicha demanda. Nuestro enfoque permite reconstruir esta historia de manera más precisa, descomponiendo históricamente las fuerzas que transformaron la *CB*.

Inicialmente se presenta un análisis gráfico simple y pruebas de cambio estructural en la relación entre vacantes y desempleo muestran un desplazamiento de la *CB* hacia la derecha a mediados de la década de 1980 (1984:q4), reflejando por lo tanto un incremento en las fricciones que provocan los desencuentros entre vacantes y desempleados. En particular, una reducción en la eficiencia de los emparejamientos, es decir un desplazamiento hacia fuera de la *CB*, implica necesariamente un incremento en la tasa natural de desempleo (Valletta y Kuang, 2010). Esto es interesante para Colombia, pues el país se ha caracterizado por tener un desempleo natural promedio estimado en 10.8% para el periodo 1984-2010 (Arango, García y Posada, 2012), que es alto si se compara con otros países de América Latina, como muestran Ball, De Roux y Hofstetter (2011).

Según Hobijn y Şahin (2013) un desplazamiento de la *CB* puede ser atribuido a cambios sectoriales de la producción de una economía, a sesgos por parte de los empleadores por trabajo más (o menos) calificado, a cambios en la regulación en el mercado laboral (como aumentos sistemáticos en el salario mínimo o en los costos a la nómina), a incrementos en la tasa de participación laboral o a cambios en la distribución geográfica de las vacantes en relación con la localización de la población desempleada, entre otros.

Partiendo de un planteamiento teórico sencillo de la *CB*, se estudian los principales movimientos de esta y se busca definir los principales factores subyacentes que pudieron generar estas desviaciones con el propósito de contribuir, en particular, a la explicación del alto desempleo que se presentó en el período 1984-2009. El punto de partida teórico permite buscar en los datos diferentes conjeturas acerca de los cambios en la relación desempleo-vacantes en el período estudiado. Se utilizan diferentes estrategias de medida de cambio estructural en la relación de Beveridge para establecer algunos hechos estilizados sobre su comportamiento. Un análisis de descomposición histórica gráfica de la relación permite proponer una periodización inicial. De esta manera se evidencia que los hacia la segunda mitad de la década de 1980 el desplazamiento de la *CB* está dominado inicialmente por un incremento en la tasa de desempleo y durante la década de 1990 se acompaña de un incremento sustancial en la tasa de vacantes sin una respuesta positiva en el desempleo, llevando a establecer una nueva *CB* que refleja un cambio estructural en las condiciones del mercado laboral. Esta nueva curva que se estabiliza a niveles altos de tasa de desempleo y de vacantes reflejaría un pérdida de en el funcionamiento del mercado laboral; un descalce entre la oferta y la demanda laboral.

Finalmente, el siglo XXI, en particular a partir de 2007 muestra una mejora sistemática en el empleo que se acompaña de una reducción en la tasa de vacantes. Este movimiento reciente permite conjeturar un mejoramiento relativo en las condiciones de emparejamiento en el mercado laboral en los últimos años.

A partir de la formulación de un modelo de flujos y acervos más detallado, en la sección se construye una estrategia de identificación de los diferentes choques a través de un modelo de

Vectores Autoregresivos Estructural (SVAR en adelante). Éste permite descomponer tres tipos de choques estructurales que afectan al desempleo, las vacantes y la oferta laboral. Estos choques se interpretan como innovaciones en la actividad agregada, en la eficiencia del emparejamiento en el mercado laboral y en la participación laboral.

La descomposición de los impulso respuesta estructurales es coherente en buena parte con la representación teórica subyacente y las restricciones impuestas al modelo SVAR. En particular, aparece claramente una relación inversa entre vacantes y desempleo que caracteriza los movimientos a lo largo de la *CB* y la forma en que estos están dominados principalmente por los choques de actividad económica agregada. Los choques estructurales en la función de emparejamiento del mercado laboral tienen efectos sobre el desempleo pero principalmente sobre las vacantes y un efecto casi nulo sobre la oferta laboral. Esto permite mostrar cómo los desplazamientos de la *CB* evidenciados en los años 1985-1995 fueron desencadenados principalmente por choques en las fricciones del mercado laboral. Nuestra estimación muestra cómo las vacantes respondieron principalmente a este tipo de choques y su aumento que no se acompañó de una reducción en el desempleo permite pensar en que el descalce en la calificación demanda vis-à-vis la oferta poco calificada que se encontraba desempleada.

Las conclusiones aportadas por este trabajo pueden no parecer sorprendentes con respecto a la narrativa habitual sobre la historia del mercado laboral colombiano en las últimas décadas. Sin embargo, la evidencia empírica aportada permite un estudio más detallado de la relación entre las fricciones estructurales del mercado laboral y los efectos del ciclo económico. Los ejercicios contrafactuales que se presentan al final del documento abren una serie de preguntas nuevas al mismo tiempo que contribuyen a aportar evidencia empírica que puede explotarse en trabajos posteriores. Una continuación natural de este trabajo consistiría en utilizar las series generadas por el ejercicio empírico para entender los determinantes de la evolución de cada variable descompuesta en sus diferentes choques que la generan. Por ejemplo, se puede explorar en trabajos posteriores la relación entre los cambios estructurales en el mercado laboral y el comportamiento del ciclo económico. Un aspecto que este trabajo no permite esclarecer, por las características del modelo teórico subyacente, es si el deterioro en las condiciones económicas de la crisis del final del siglo XX tuvo efecto sobre las fricciones del mercado laboral. En este sentido este trabajo es un primer aporte y no ofrece conclusiones definitivas sino pistas de investigación y un nuevo punto de vista para abordarlas.

2 Literatura relacionada

El estudio de la *CB*, es una herramienta para interpretar el estado del mercado laboral de una economía. A través de ella es posible establecer el impacto de choques sobre el desempleo natural, a la vez que permite observar si estos son cíclicos o estructurales. Debido a esto, la curva es ampliamente estudiada en los países que cuentan con la disponibilidad de datos, particularmente de vacantes.

Una de las principales motivaciones que llevan al estudio de la *CB* es el entendimiento de las causas detrás de los cambios en la tasa natural de desempleo en un país o región. Con este fin,

desde la década de 1970 se han analizado los desplazamientos de la curva para capturar el origen de subidas o caídas en el desempleo. En uno de los primeros estudios sistemáticos al respecto, Gujarati (1972) encuentra que gran parte del incremento del desempleo en Gran Bretaña, experimentado desde la segunda mitad de la década de los 60s hasta los primeros años de la década de los 70s, fue debido al cambio en la regulación sobre seguridad social. Llega a esta conclusión mostrando la forma en que los desplazamientos de la *CB* están determinados por cambios institucionales.

Webster (1999) analiza el impacto de los programas de entrenamiento y de trabajos temporales subsidiados a la población desempleada en Australia entre 1978 y 1997 por medio de los movimientos de la *CB*, hallando un impacto pequeño para el primer programa y un efecto menor para el segundo sobre la creación de empleo. También para Australia, Groenewold (2003) estudian los movimientos de largo plazo de la relación entre vacantes y desempleo entre 1978-1999. Estudiando la cointegración de las variables encuentra que se elimina la relación en el largo plazo entre vacantes y desempleo cuando se añaden otras variables (e.g. salario real, proporción de mujeres en la fuerza laboral, etc.), por lo tanto concluye que el incremento en la tasa de desempleo fue debido a cambios estructurales, no a choques cíclicos.

Existe una gran diversidad de estudios empíricos que analizan los factores que pueden generar un desplazamiento de la *CB* de forma duradera. Nickell, Nunziata y otros (2002) encuentran, por medio del estudio de las curvas de Beveridge de varios países de la OCDE, que cambios en las instituciones laborales (e.g. beneficios de desempleo, poder sindical, impuestos y rigideces salariales), son un factor fundamental para explicar el incremento en la tasa de desempleo de largo plazo. Valletta (2005) identifica un incremento en la ineficiencia del proceso de emparejamiento en los Estados Unidos entre las décadas de 1970s y 1980s, seguida por un posterior incremento en la eficiencia del emparejamiento desde fines de los 1980s. Utilizando datos de vacantes y desempleo nacionales y regionales, el autor encuentra que la reducción en la dispersión del crecimiento en el empleo entre las regiones fue la principal causa del desplazamiento de la Beveridge hacia dentro. Esto motiva una idea de posible convergencia de los mercados laborales en economías nacionales bien integradas como la de EEUU.

Desde la Gran Recesión del 2008 ha habido un incremento considerable en los estudios sobre la *CB*, en particular porque en los países desarrollados, que fueron quienes sufrieron la crisis con mayor fuerza, surge la pregunta de si el incremento en la tasa de desempleo se debe a factores cíclicos o a un deterioro en la eficiencia del proceso de emparejamiento, de carácter estructural. Para estos países recientemente se han observado importantes desplazamientos de la curva hacia fuera. La opinión económica en EEUU está dividida acerca de la permanencia de este efecto. Sin embargo, la duración de este fenómeno ha dado lugar a la idea de que este desplazamiento ha sido generado principalmente por el deterioro del emparejamiento ocupacional debido a cambios sectoriales en la economía, en particular a la caída en el sector de construcción, en adición a la extensión de los seguros de desempleo. Un ejemplo de este tipo de argumentos se encuentra en Hobbijn y Şahin (2013).

El estudio del mismo fenómeno en otros países desarrollados arroja conclusiones similares. Estudios recientes afirman que la mayor dificultad del emparejamiento debido a cambios sectoriales es también la principal causa del desplazamiento de la *CB* (y por tanto del aumento del desempleo de largo plazo) en Japón, como plantea Shibata (2013). Para la Unión Europea, como muestran Bonthuis, Jarvis y Vanhala (2013), algunos de los países miembros presentaron un desplazamiento hacia fuera de la *CB*, generado principalmente por la importante caída en el sector de construcción tras la crisis de 2008, que se ha mantenido desde entonces.

Toda la literatura mencionada hasta aquí utiliza como metodologías de estimación modelos de datos panel, modelos de probabilidad (logit y probit) o modelos de regresión simple por mínimos cuadrados ordinarios. Otra vertiente del estudio de la *CB* se desprende del artículo seminal de Blanchard y Diamond (1989), quienes utilizan un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR) para estudiar si los distintos choques al mercado laboral en EEUU son de carácter cíclico, sectorial o de participación. Varios autores han estudiado los movimientos de la *CB* siguiendo metodologías semejantes, como Archambault y Fortin (2001) quienes identifican los distintos tipos de choques para Canadá por medio de un vector de corrección de errores (VEC), o Benati y Lubik (2013), quienes analizan la variación estructural en la *CB* en Estados Unidos, complementando el análisis de Blanchard y Diamond con un enfoque Bayesiano.

Recientemente, el trabajo de Yakhin y Presman (2015) sobre Israel modifica ligeramente el modelo teórico seminal de Blanchard y Diamond y llega a conclusiones contradictorias con parte de los mensajes teóricos del mismo. En particular, este trabajo aporta nuevas luces acerca de las posibles diferencias entre los comportamientos de la *CB* en los países en desarrollo. Mostrando que, a diferencia de lo que tradicionalmente se había afirmado para EEUU, pueden existir efectos del ciclo económico que dejan efectos permanentes sobre el mercado laboral reflejándose en desplazamientos estructurales de la *CB* y por lo tanto de la tasa de desempleo natural.

En América Latina, son muy pocos los estudios sobre la *CB* y sus desplazamientos, debido a que no es común la recolección de datos de vacantes laborales. Belani, García y Pastén (2002) recolectaron los datos de vacantes para Chile por medio el conteo de anuncios clasificados de oferta de empleo publicadas cada domingo de cada mes de las cinco principales ciudades del país para el periodo 1986-2002. A través de un análisis de un modelo de corrección de errores, identifican el impacto de los distintos choques sobre el empleo y el PIB.

Para Colombia, debido a la falta de datos de vacantes, no han sido estudiadas las implicaciones de los desplazamientos de la *CB* sobre el desempleo natural, por lo que ha sido necesario el uso de metodologías alternativas para entender las causas del incremento o disminución de esta variable. En particular Tamayo (2008) identifica, por medio de un modelo de negociación salarial, que los principales factores que influyeron sobre el incremento del desempleo natural en el país son el incremento de los costos laborales no salariales y el incremento en la participación de la población joven en el mercado laboral.

En línea con este resultado, Henao y Rojas (1998) estiman la tasa natural de desempleo para el país por medio de un enfoque de series de tiempo (utilizando un filtro Hodrick y Prescott) y modelos simultáneos de formación de salarios y precios. Dentro de sus principales resultados encuentran un cambio estructural en la tasa de desempleo a partir del cuarto trimestre de 1988, que asocian con los cambios a las regulaciones laborales que se implementaron en el país, aunque no prueban formalmente que esta sea la causa principal del incremento en el desempleo.

Las primeras aproximaciones a la construcción de una *CB* en Colombia son realizadas por Durán y Mora (2006), quienes, por medio de los reportes de la sucursal local del Centro de Información para el Empleo del SENA de la ciudad de Popayán, logran desagregar las vacantes y el desempleo según el área de desempeño para el periodo 2001-2005. Probablemente debido al corto horizonte temporal obtienen una *CB* con pendiente positiva (opuesto a lo que se espera). Más recientemente, Álvarez y Hofstetter (2012) por medio del conteo de anuncios de vacantes en el periódico local encuentran la tasa de vacantes para la ciudad de Bogotá para el periodo 1960-2010; adicionalmente construyen la *CB* y encuentran un importante desplazamiento de la curva hacia fuera desde la segunda mitad de la década de 1980.

Posteriormente, Álvarez y Hofstetter (2014) realizan el conteo de anuncios de vacantes para las principales ciudades de Colombia y construyen una tasa de vacantes para el país, que se explicará con mayor detalle en la Sección 3. A partir de esta, construyen una *CB*, la cual, al igual que la de Bogotá, presenta un importante desplazamiento hacia fuera a mediados de la década de los 80s.

Los aportes de este trabajo a la literatura nacional son, por un lado, que es uno de los primeros estudios que se desarrollan para una Economía Emergente donde se analizan los movimientos de la *CB* y sus principales causas. Por otro lado, este estudio contribuye a dar una nueva perspectiva sobre las preguntas acerca de las causas del alto desempleo persistente que presentó Colombia durante tres cerca de décadas (~1983-~2003). Como se muestra teóricamente en la siguiente sección, el estudio de la *CB* permite poder entender cuándo un cambio en la tasa de desempleo es producto de un desplazamiento de la curva o a lo largo de la curva. Permite entonces descomponer y diferenciar efectos del ciclo económico, la eficiencia de emparejamiento en el mercado laboral y los choques demográficos o de oferta laboral. El aporte principal de nuestro estudio consiste precisamente en una descomposición de estos efectos y una caracterización de sus impactos sobre la historia del mercado laboral colombiano desde un punto de vista que no había podido explorarse anteriormente .

3 La curva de Beveridge: intuición teórica

En esta sección se muestra una representación gráfica que resume los puntos esenciales de los fundamentos teóricos de la forma de la *CB*. La *CB* muestra la relación negativa entre tasa de vacantes y desempleo y corresponde con la representación, bajo la teoría de la búsqueda (*search and matching models*), del estado estacionario en el mercado de trabajo donde los flujos de creación y destrucción de empleo se igualan. A partir de una representación explícita de los procesos que se dan detrás de la creación y destrucción de empleos, esta teoría permite

pensar la *CB* como una relación estable de largo plazo entre vacantes y desempleo que puede ser perturbada por cambios estructurales en el proceso mismo de emparejamiento. Dicho de otra manera, esta teoría predice que los desplazamientos del locus de puntos de estado estacionario que representa la *CB* se explican por las transformaciones en la eficiencia del mercado laboral como lugar de emparejamiento entre las firmas y los oferentes de empleo.

3.1 Función de emparejamiento (*matching*) y forma de la curva de Beveridge

Como se plantea en Mortensen y Pissarides (1994) la *CB* nace de una función de emparejamiento m que depende de la tasa de desempleo (u) y la tasa de vacantes (v):

$$m = m(u, v), \quad \frac{\partial m}{\partial u} > 0 \text{ y } \frac{\partial m}{\partial v} > 0$$

Esta relación define la frecuencia y la eficiencia con la que el encuentro entre un empleador y un trabajador se encuentran en el mercado y negocian un contrato laboral. La función es creciente en sus argumentos. A medida en que aumente el número de vacantes o el de desempleados aumenta la probabilidad de un *emparejamiento*. Esta también es cóncava, pues una unidad adicional de vacantes o de desempleo genera un incremento cada vez menor de encuentros. Petrongolo y Pissarides (2001) muestran, a partir de una revisión sistemática de la literatura empírica, que la función de *emparejamiento* tiene retornos constantes de escala y tiende a ser modelada con un comportamiento semejante a una función de producción de tipo Cobb-Douglas, aunque algunos autores utilizan una función tipo CES. Finalmente, es útil pensar que la función de *emparejamiento* depende de un vector de variables exógenas z que afectan de forma positiva o negativa los emparejamientos. Siguiendo con la metáfora de la función de producción, estos factores exógenos actúan directamente sobre la “productividad total” de los factores de emparejamiento.

La forma de la función de emparejamiento permite definir una característica importante de la relación de Beveridge. Si aceptamos que la relación de Beveridge subyacente de largo plazo de una economía está representada por el comportamiento de estado estacionario de las vacantes y el desempleo, lo primero que debemos definir es la forma en que el locus de puntos con coordenadas en estas dos variables se comporta bajo el supuesto de una función de emparejamiento estable.

Además de suponer estabilidad en esta función, el estado estacionario implica que la creación de empleos m es igual a la destrucción de empleos s , que es constante²:

$$m(u, v) = zu^\alpha v^{1-\alpha} = s, \quad 0 < \alpha < 1$$

² En los modelos de búsqueda no necesariamente todo encuentro termina en un empleo creado, esto depende de la negociación entre el trabajador y la firma. Independientemente de esto, se asume que en el estado estacionario los encuentros que terminan en empleo creado son iguales a una tasa de destrucción de empleos constante (s).

Por lo tanto se tiene en estado estacionario una relación negativa entre vacantes y desempleo (la CB)³, que por las propiedades de la función Cobb-Douglas es convexa al origen⁴. En la sección 4 volveremos sobre una versión más detallada y un poco más compleja del modelo teórico que subyace a la CB . En ese momento se discutirá más en detalle la influencia que tanto el lado de la demanda como el de la oferta laboral tienen sobre la formación de un locus de puntos de equilibrio al que llamamos CB .

Hasta aquí, la idea fundamental de una relación inversa entre desempleo y vacantes puede entenderse intuitivamente como la consecuencia de la estabilidad de la relación de matching y sus propiedades. Cuando por razones de cambios en el ciclo económico se produce un incremento en el interés de las firmas por contratar más trabajadores, para un nivel dado de eficiencia en el emparejamiento, necesariamente se producirá un descenso en la tasa de desempleo, *ceteris paribus*, en especial suponiendo la oferta laboral constante. Por lo tanto, se puede concluir que mientras no se produzcan choques diferentes a los que mueven la creación y destrucción de empleos, los efectos de la actividad agregada sobre la relación de desempleo a vacantes definen una curva con pendiente negativa y convexa en el espacio (u, v) . En este sentido, la CB se deriva de una relación estable entre creación y destrucción de empleos y los desplazamientos entre los diferentes puntos de este locus de equilibrio se deben a decisiones principalmente explicadas por la demanda de trabajo. Los desplazamientos de la curva implican un choque de naturaleza diferente al de actividad económica: un cambio en las condiciones estructurales del mercado laboral.

3.2 Desplazamientos de la curva de Beveridge y desempleo natural

El estudio de la CB permite entonces establecer el punto sobre el ciclo en el cual se encuentra una economía (recesión o auge), lo cual se logra al analizar los desplazamientos *sobre la curva*. Adicionalmente es una herramienta útil para analizar cambios en el desempleo natural de un país, pues una de las conclusiones que pueden extraerse del modelo de Pissarides (2000) es que cualquier desplazamiento de la CB tiene impactos sobre el desempleo natural de una economía (Daly et al., 2012).

El planteamiento de Pissarides se diferencia de otros modelos de mercado laboral porque hace explícito las fricciones detrás de la creación y destrucción de empleo, incorporando en el modelo la forma en que los desempleados buscan y las empresas que publican vacantes, al beneficiarse ambos de un encuentro, negocian un salario después del *emparejamiento*. Por lo tanto, la novedad más grande del modelo es que las principales variables de interés son las vacantes (v) y el desempleo (u), a diferencia de los planteamientos más tradicionales del mercado laboral donde el equilibrio depende del nivel de desempleo y los salarios. En este

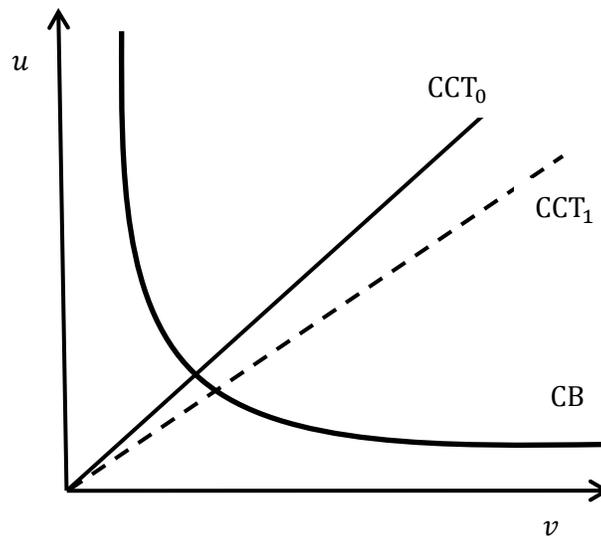
³ Cuando se despeja el desempleo en la ecuación se tiene que $u = \left(\frac{s}{zv^{1-\alpha}}\right)^{\frac{1}{\alpha}}$, se observa que un incremento en la tasa de vacantes se asocia con una caída en la tasa de desempleo.

⁴ Este resultado se obtiene al encontrar que la segunda derivada del desempleo respecto a las vacantes es positiva: $\frac{\partial^2 u}{\partial v^2} = \left(\frac{s}{z}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha^2}\right) v^{\left(\frac{-1-\alpha}{\alpha}\right)} > 0$.

caso el equilibrio del mercado de trabajo se encuentra a partir de la CB (CB) y la curva de creación de trabajo (CCT), como se muestra en el Gráfico 1.

El gráfico muestra dos curvas que definen el equilibrio. Por una parte está la CB , cuya pendiente negativa y convexidad han sido explicadas anteriormente. Adicionalmente se tiene la curva de creación de trabajo, con pendiente positiva, que representa la disponibilidad de las empresas a crear más vacantes en la medida en que el desempleo sea más alto; esto se debe a que las firmas saben que la probabilidad de que ocurra un *emparejamiento* aumenta en la medida en que se tenga un mayor número de desempleados. La intersección entre las dos curvas representa el nivel de desempleo y vacantes de equilibrio.

Gráfico 1. Desempleo y vacantes de equilibrio



A partir del modelo presentado hay tres consideraciones que vale la pena resaltar: la CB no define en sí misma el nivel de desempleo natural o de equilibrio de una economía, este depende de la intersección con la curva de creación de trabajo.

El estado estacionario de la economía se alcanza cuando $\frac{dv}{dt} = \frac{du}{dt}$. Si, *ceteris paribus*, la tasa de vacantes cambia al mismo ritmo que la tasa de desempleo. Igualmente, de esta afirmación se puede deducir que esta condición de estado estacionario puede darse a diferentes niveles de v y de u según la fase del ciclo económico en que se encuentre la economía. La curva CCT puede representar entonces el estado de la coyuntura económica que se refleja en el proceso de creación y destrucción de empleos que las firmas deciden a partir de las condiciones económicas. La línea punteada representa entonces un incremento en el flujo de creación de empleos con respecto a los niveles que permitirían una igualdad entre las tasas de vacantes y desempleo. El barrido que puede hacerse entonces de todo el locus de puntos de equilibrio de la función de emparejamiento, implicados en la curva convexa de Beveridge, a partir de cambios en el ciclo económico que afectan la creación y destrucción de empleo es lo que justifica la idea de que la CB representa una relación de largo plazo entre vacantes y empleo y su posición sólo es afectada por eficiencia de emparejamiento del mercado y no por los

cambios cíclicos. Esta es precisamente la afirmación teórica que lleva a pensar que los desplazamientos de la *CB* obedecen a factores profundos del funcionamiento y las fricciones del mercado laboral y no a los ciclos del producto. Parte del interés de esta investigación es precisamente poner en cuestión esta afirmación a partir de los datos colombianos.

Finalmente, a partir del Gráfico 1, se puede entender que cualquier desplazamiento de la *CB* genera un movimiento en el nivel de desempleo de equilibrio menor a la magnitud del desplazamiento de la *CB*; dado que se espera que la curva de creación de trabajo tenga una pendiente distinta a infinito. Así, la reducción del desempleo natural no sólo puede ser lograda con una reducción en las fricciones del mercado laboral, aunque estas son fundamentales en el proceso de reducción permanente del desempleo. Una posición de la *CB* más cercana al origen implica menores niveles de desempleo para cualquier estado del ciclo económico o del proceso coyuntural de creación y destrucción de empleo.

4 La curva de Beveridge en Colombia: una primera aproximación empírica

El estudio del mercado laboral colombiano desde la perspectiva de los modelos de búsqueda ha sido limitado. Debido a que no existían datos para determinar la tasa de vacantes en Colombia, ha sido imposible determinar en términos empíricos el comportamiento de la *CB* y sus determinantes. En esta sección se muestra la forma en que se obtienen estos datos y se presentan gráficamente los movimientos derivados empíricamente de la *CB* para Colombia.

4.1 Tasa de vacantes, desempleo y curva de Beveridge en Colombia

La tasa de vacantes utilizada en este trabajo es tomada del artículo de Álvarez y Hofstetter (2014), quienes la construyen a partir del conteo de ofertas de empleo publicadas en la sección de clasificados de los periódicos más importantes de cada una de las siete principales ciudades del país: Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto⁵.

Los autores generan una serie de vacantes para Colombia con frecuencia mensual definiendo, por medio del conteo de anuncios clasificados de vacantes para todos los días de la semana dentro de una muestra pequeña de semanas, el día específico que presenta en promedio el mayor número de anuncios respecto a los demás días de la semana. El dato mensual de vacantes para cada una de las ciudades es igual al conteo de las ofertas de trabajo del día elegido, para la tercera semana de cada mes. Adicionalmente, se ponderan los anuncios clasificados de cada ciudad según la importancia de la población económicamente activa de cada una en relación al total de las siete ciudades consideradas, construyendo así un índice de vacantes nacional⁶.

⁵ La recolección de estos datos se realizó en colaboración con el Banco de la República. Una descripción detallada del proceso de conteo y actualización de la serie se encuentra en Arango (2013). Los datos brutos de conteo de avisos de prensa continúan actualizándose trimestralmente y pueden encontrarse en un enlace referenciado en este documento.

⁶ La información de vacantes captura en su mayoría, por construcción, aquellos puestos de trabajo del sector formal, dado que es extraño que sean publicados en los periódicos puestos de trabajo para firmas o proyectos del sector informal. Esta limitación de datos es un impedimento grande y un

Debido al incremento en el uso de la Internet, la publicación de ofertas de empleo en los periódicos ha perdido importancia en tiempos recientes, pues se prefiere solicitar trabajo por medio de páginas web. Para afrontar este problema, Álvarez y Hofstetter ajustan el índice de vacantes siguiendo la metodología propuesta por Barnichon (2010), quien ajusta el índice de vacantes en Estados Unidos por medio de un modelo de *Mixed Information Source*, que es utilizado corrientemente en la literatura de mercadeo.

Por último, Álvarez y Hofstetter construyen la tasa de vacantes para Colombia, que es igual al índice de vacantes nacional (ajustado por los cambios en el uso de la Internet) sobre la población económicamente activa. De esta forma, la medida de vacantes no está inflada por el crecimiento natural de la población en las ciudades consideradas.

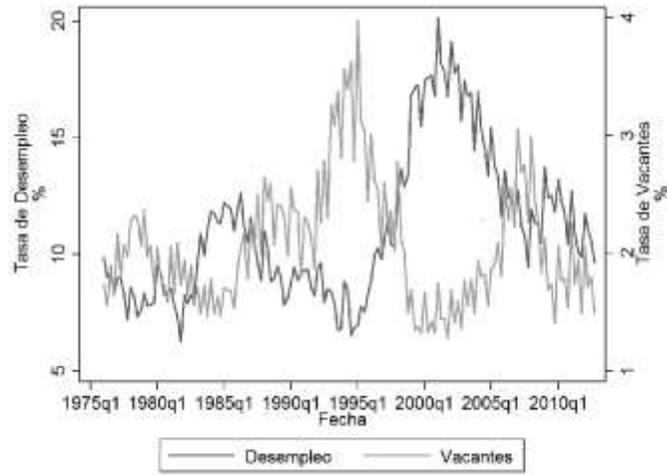
En el Gráfico 2 se muestra la tasa de vacantes obtenida para el periodo 1976-2012. Durante los periodos de desaceleración económica hay una disminución de las vacantes como proporción de la fuerza laboral, como se ve durante los últimos años de la década de los 90s, debido a que durante esta época Colombia sufrió una crisis hipotecaria, cambiaria y financiera, que consistió en su más aguda desaceleración en más de un siglo (Llano y Urrutia, 2012). En los periodos de auge económico se ve un incremento de la tasa de vacantes, como lo son la primera mitad de la década de los noventas y la segunda mitad de la década de los 2000s, donde Colombia comenzó a recuperarse de la crisis de fin de siglo.

La tasa de desempleo para el mismo periodo tiene un comportamiento contrario al de la tasa de vacantes. Durante los periodos de auge (principios de los 90s, fines de los 2000s) se tiene una disminución de la tasa de desempleo y en los periodos de desaceleración (fines de los 90s) se observa un incremento en la tasa de desempleo, lo cual es consistente con la ley de Okun.

Al trazar los puntos en el espacio (u, v) se obtiene la *CB* (Gráfico 3a), que tiene la pendiente negativa esperada. Esta representación gráfica además permite evidenciar un desplazamiento de la curva hacia fuera a mediados de los ochentas, lo cual indica que para un mismo número de desempleados se tiene un mayor número de vacantes, esto implica una disminución en la eficiencia del proceso de emparejamiento en el mercado laboral. Dicho desplazamiento se hace explícito en el Gráfico 3b, donde se grafican dos curvas de Beveridge: una para el periodo 1976-1985 y otra para 1986-2012. Este trabajo busca explicar las causas del movimiento de la curva.

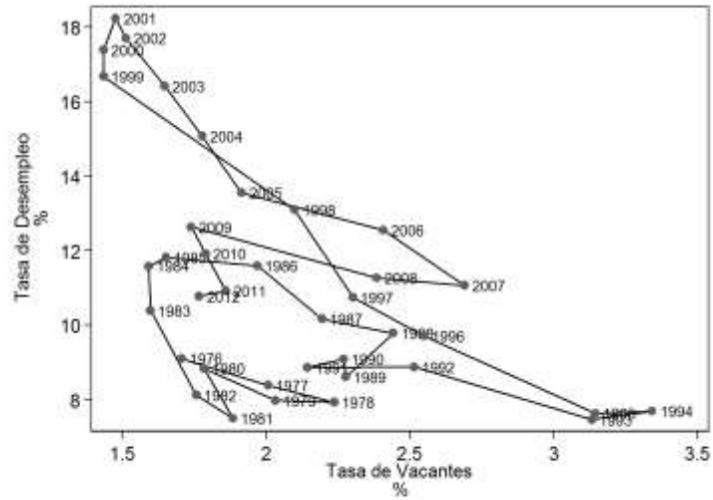
obstáculo para el análisis que se desarrolla, pues se deja de lado el proceso de emparejamiento entre desempleados y el sector informal, que puede tener comportamientos distintos a los que se encuentran en este trabajo.

Gráfico 2. Tasa de vacantes y de desempleo (1976-2012)



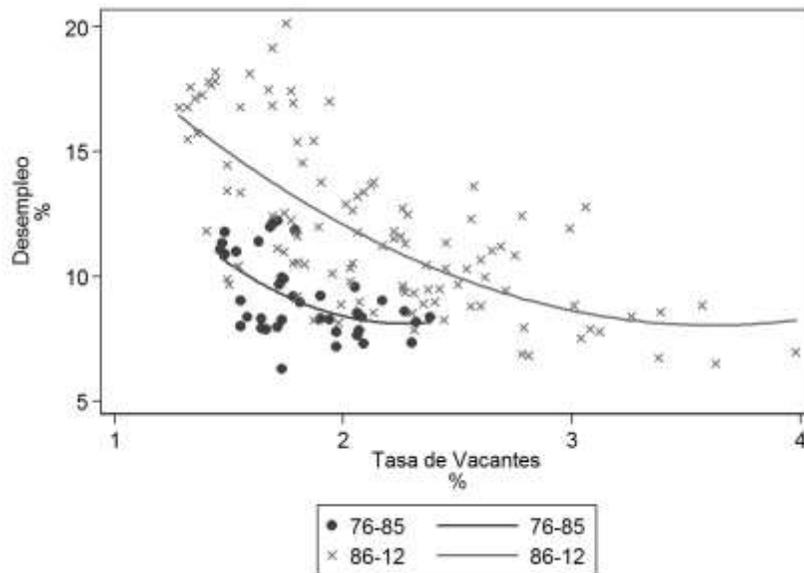
Fuente: Álvarez & Hofstetter (2014). Cálculos propios.

Gráfico 3a. Curva de Beveridge (1976-2012)



Fuente: Álvarez & Hofstetter (2014). Cálculos propios.

Gráfico 3b. Descomposición histórica de la curva de Beveridge: 1976-1985 y 1986-2012



Fuente: Álvarez & Hofstetter (2014). Cálculos propios.

La evidencia gráfica insinúa al menos un desplazamiento de la *CB* en el periodo 1976-2012. Con el objetivo de estudiar más formalmente si el movimiento es importante se realizan pruebas de cambio estructural en la relación vacantes – desempleo. Se trata de medir qué tanto varía el desempleo cada década manteniendo constante la tasa de vacantes. De esta manera se puede estimar si la posición de la *CB* desde mediados de los ochentas es significativamente distinta a la del periodo 1976-1985. Para ir más lejos en el estudio de estos cambios, se realizaron pruebas de cambio estructural utilizando las metodologías de Chow y Perron-Bai. Estas indican la presencia de un cambio estructural en la relación implicada por la regresión simple entre ambas variables pero son ambiguas en cuanto a la fecha exacta de este cambio.

Finalmente, un análisis gráfico permite mostrar las transformaciones que ha sufrido la *CB* en diferentes momentos del ciclo de empleo, sugiriendo que los cambios en la posición de la curva se acompañan de aparentes movimientos cíclicos en la demanda de empleo de forma que se evidencia un cambio importante en la tasa de desempleo de equilibrio durante un período que supera la duración de los ciclos mismos.

4.2 Estabilidad de la relación entre vacantes y desempleo en Colombia

Del análisis gráfico no formal de la sección anterior se pudo conjeturar que durante el período 1976-2012 hay un desplazamiento hacia fuera de la *CB*. En particular, a partir del Gráfico 4, se ilustraron los posibles movimientos de la *CB* en Colombia y se hizo énfasis en el desplazamiento ocurrido a mediados de la década de los 1980s. Para ir un poco más lejos en lo que la evidencia gráfica muestra, se desarrollan algunas pruebas básicas que permiten

evaluar si dicho desplazamiento presenta significancia estadística. Para ello se estima una *CB* con variables dicótomas de década que permiten capturar los desplazamientos de la curva a lo largo del tiempo:

$$u_t = \beta_0 + \beta_1 v_t + \beta_2 v_t^2 + \beta_3 D80_t + \beta_4 D90_t + \beta_5 D00_t + \varepsilon_t. \quad (R1)$$

Donde u_t es la tasa de desempleo, v_t es la tasa de vacantes, $D80_t$ es una variable dicótoma que toma un valor de 1 para los trimestres comprendidos entre 1986 y 1995, $D90_t$ toma valores de 1 para los trimestres entre 1996 y 2005, y $D00_t$ es igual a 1 para los trimestres entre 2006 y 2012. Para evitar problemas de multicolinealidad se elimina una variable dicótoma para la década entre 1976-1985, por lo tanto los coeficientes que acompañan las variables dicótomas de década se interpretan como variaciones del desempleo en comparación a los niveles de 1976-1985. Adicionalmente se agrega a la estimación la tasa de vacantes elevada al cuadrado v_t^2 , de forma que se capture la convexidad de la *CB* explicada en la Sección 2.1.1 y ε_t es un término de error que agrupa todas las características no observables por las variables independientes utilizadas en la regresión.

Tabla 1. Regresión (u,v) y efectos fijos por décadas.

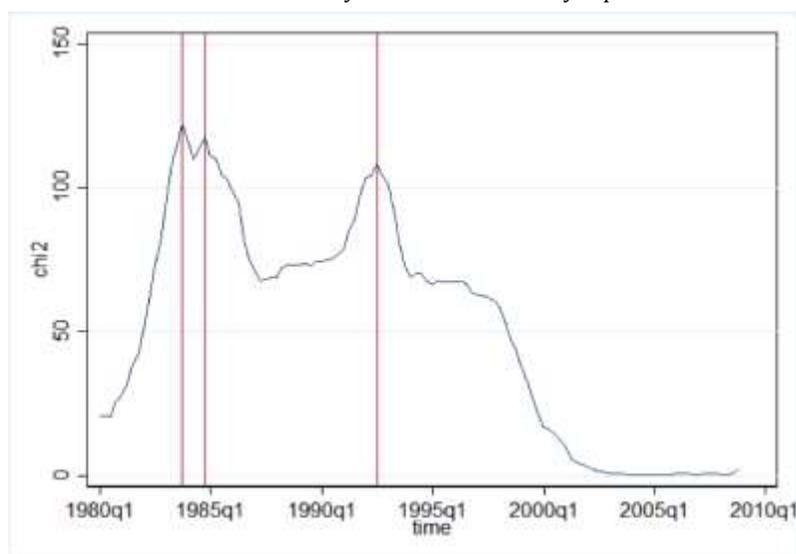
VARIABLES	u
v	-6.102*** (1.794)
D80	1.418*** (0.454)
D90	5.557*** (0.390)
D00	3.070*** (0.436)
v^2	0.826** (0.374)
Constante	17.50*** (2.057)
Observaciones	148
R-cuadrado	0.712

Errores estándar entre paréntesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Se destacan varios resultados de la regresión ($R1$), como se muestra en la Tabla 1. En primer lugar, se cumple la relación negativa entre vacantes y desempleo que explica la *CB* ($\beta_1 < 0$), cuya convexidad respecto al origen se manifiesta a partir del signo positivo y significativo del coeficiente β_2 que acompaña el término de vacantes al cuadrado. Por otra parte, los coeficientes de todas las variables dicótomas de década son positivos y significativos al 1%, lo cual significa que, para un mismo nivel de vacantes, el nivel de desempleo entre 1986 y 2012 es estadísticamente superior al nivel de 1976-1985, por lo tanto el desplazamiento hacia fuera de la *CB* mostrado en el Gráfico 4 es estadísticamente significativo. En particular, para un mismo nivel de vacantes, el nivel de desempleo en las décadas 1986-1995, 1996-2005, 2006-2012 es en promedio 1.4%, 5.5% y 3.1% mayor que el de 1976-1985, respectivamente.

Gráfico 4: Prueba de cambio estructural en la relación de Beveridge.

Valor de referencia del estadístico. Mayor valor muestra mayor probabilidad de cambio estructural.



Al aplicar pruebas de cambio estructural se confirma que la relación básica de ajuste implicada en el modelo lineal que relaciona la tasa de vacantes sin incluir las variables dicótomas por décadas, no se puede rechazar la presencia de un cambio estructural en ciertas fechas. Este ejercicio se realizó utilizando pruebas de Chow para probar el cambio estructural en 1986:1. El resultado es que no se puede rechazar el cambio estructural al 95%. Sin embargo, la fecha del desplazamiento fue establecida mediante la simple observación gráfica. Por lo tanto, se realizaron pruebas más robustas de barrido de diferentes fechas posibles de cambio estructural utilizando la metodología de Andrews (1993)⁷. El gráfico 4 muestra los valores del estadístico (χ^2) de referencia que mide, a través de una razón de verosimilitud, que tan probable es rechazar la hipótesis nula de que los parámetros de la relación lineal estimada permanezcan constantes. Esta prueba de cambio estructural indica tres puntos como los más probables de presentar cambio estructural: 1983:1, 1984:4 y 1992:3.

Este procedimiento identifica que, aunque existe evidencia de que la relación lineal entre vacantes y desempleo presenta varios posibles cambios estructurales en período estudiado, la fecha que presenta mayor evidencia de cambio estructural se sitúa entre 1983:1 y 1984:4. Esta prueba permite reafirmar la conjetura de que para mediados de la década de los 1990s también se presenta un episodio de cambio en la relación de Beveridge “hacia la derecha”. Este movimiento estaría mostrando la consolidación de un deterioro en las condiciones estructurales del mercado laboral.

Se puede observar que ambos movimientos, en el mismo sentido, anticipan períodos de crisis económicas. De manera que parecen señalar que el deterioro estructural no necesariamente se deriva de los momentos críticos del ciclo económico sino que parecen anteceder estas etapas críticas que posteriormente reforzarían el deterioro de las condiciones del mercado

⁷ Para esta prueba se utilizó el comando estat sbsingle en STATA 14.

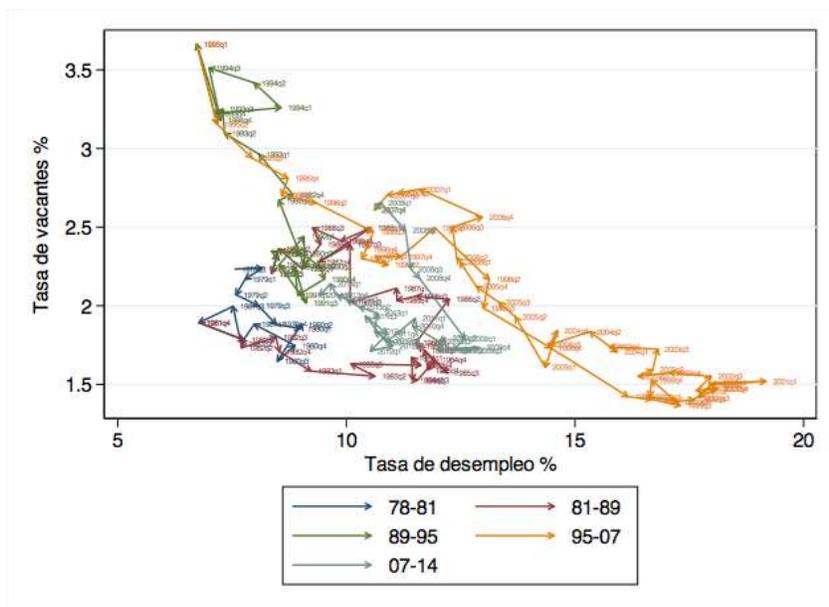
laboral y por lo tanto la persistencia del mismo. En cualquier caso, estas pruebas confirmarían que alrededor de la segunda mitad de las décadas de 1980s y 1990s la relación de Beveridge en Colombia presenta un cambio estructural y consistente con un desplazamiento hacia arriba y a la derecha de la curva, yendo en la dirección de evidencia de un cambio estructural en el mercado laboral que llevó a un empeoramiento de la tasa de desempleo natural desde esa fecha hasta los inicios del siglo XXI.

4.3 Desplazamientos de la curva de Beveridge y ciclos del empleo

Para profundizar un poco más sobre la evidencia de los cambios en la *CB* y sus implicaciones sobre la tasa de desempleo natural, se realiza un ejercicio gráfico propuesto recientemente por Diamond y Sahin (2014). El ejercicio consiste en establecer inicialmente los ciclos de la tasa de desempleo mediante una suavización de la serie de tasa de desempleo y escoger los picos y los valles que presenta la evolución de esta tasa a lo largo del tiempo. De forma que se pueda analizar separadamente lo que le sucede a la *CB* desde el inicio de un episodio de incremento significativo en la tasa de desempleo hasta la recuperación.

Siguiendo esta idea, se establecieron ciclos de la tasa de desempleo, que no coinciden exactamente con los ciclos del producto, identificando aumentos y reducciones en la tasa de desempleo durante más de tres trimestres consecutivos después de desestacionalizar la serie, para evitar identificar saltos debidos al comportamiento estacional. El resultado se presenta en los gráficos 5a y 5b.

Gráfico 5a: Movimientos de la Curva de Beveridge y tasa de desempleo desestacionalizada 1976-2014:2



Tasa de desempleo Colombia 1976:1 - 2014:4

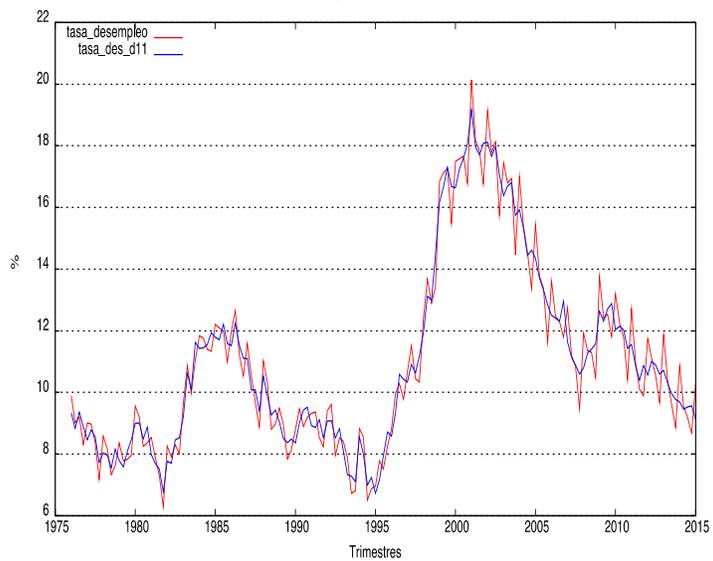
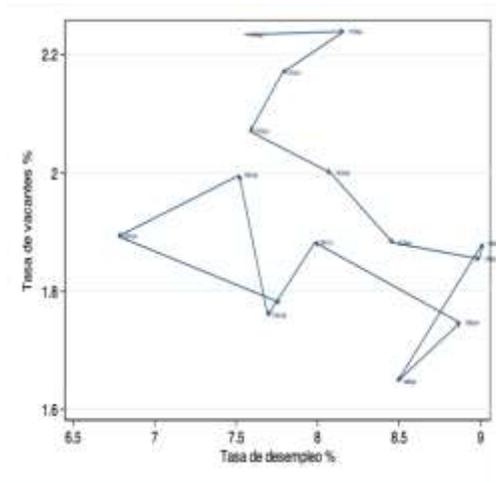
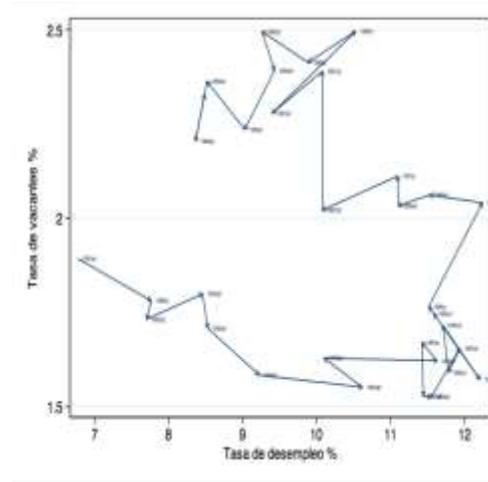


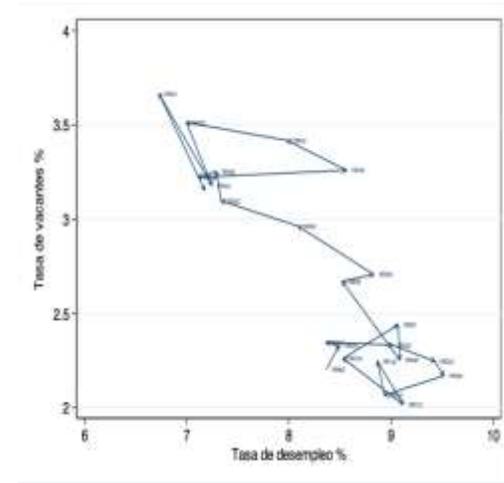
Gráfico 5b: Movimientos de la curva de Beveridge y ciclo del desempleo por ciclos en la tasa de desempleo



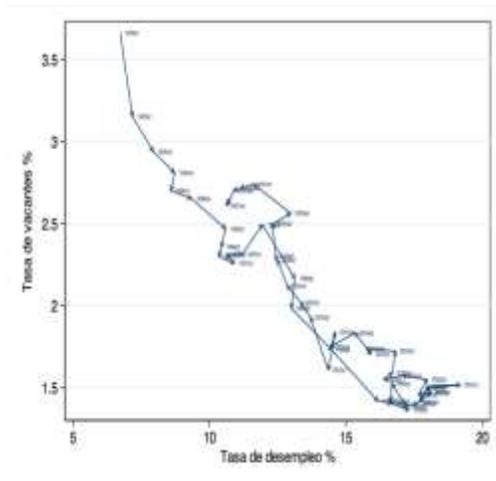
1978:3-1981:4



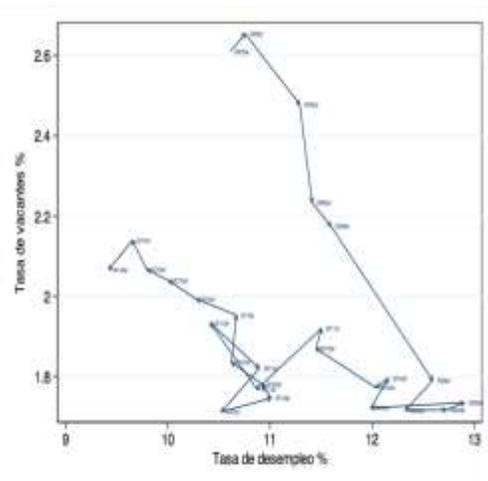
1981:4-1989:3



1989:3-1995:1



1995:1-2007:4



2007:12-2014:2

Estos permiten observar que las combinaciones (u,v) que representan los puntos sobre las diferentes curvas de Beveridge han mostrado evoluciones que van en la dirección de un desplazamiento hacia arriba y a la derecha. A simple vista, esta dinámica descompuesta aquí de forma gráfica permite hacer la conjetura de un cambio inicialmente más importante sobre la tasa de vacantes, que se incrementa a lo largo de los períodos que van desde 1978 hasta 1995, con una fluctuación alrededor de tasas de desempleo que aunque aumentan, regresan a niveles inferiores a dos dígitos. Durante el período que va de 1995 a 2007 se puede observar que los movimientos parecen describir un desplazamiento a lo largo de una *CB* (cambian simultáneamente ambas coordenadas) en el sentido de un incremento en sistemático en la tasa de desempleo y una reducción en las vacantes. Este último movimiento obedecería a un deterioro en el proceso de creación de empleo en la economía.

Para establecer más formalmente estas conjeturas que han aparecido a lo largo de estos ejercicios gráficos y econométricos, proponemos una estrategia de análisis basada en la estimación de modelos multivariados de series de tiempo. El énfasis principal se hará en la estimación de un modelo SVAR cuyo fundamento teórico es una versión un poco más compleja de la representación ofrecida en la primera sección de este documento.

5 Análisis de los choques cíclicos y de largo plazo sobre la curva de Beveridge: modelo SVAR

En esta sección iremos más lejos en el estudio de los cambios en la *CB* insinuados gráficamente. Nos proponemos tratar separadamente la determinación de los cambios estructurales de la curva de Beveridge y dejar para investigaciones posteriores el análisis de sus determinantes. El ejercicio de identificación empírica que permite descomponer los movimientos de la curva y a lo largo de la curva constituye adicionalmente un insumo para estimaciones futuras de estos determinantes.

La descomposición de los cambios estructurales y su distinción con respecto a transformaciones cíclicas (de corto plazo) se hará mediante la construcción y estimación de un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR). Para la construcción del modelo SVAR se utilizará una estrategia similar al artículo seminal de Blanchard y Diamond (1989)⁸ en su versión ampliada por Yakhin y Presman (2015)⁹ para Israel. Este modelo se basa en un enfoque teórico que interpreta la *CB* como una relación de estado estacionario que se desprende de un análisis de tipo flujo-acervo de la oferta y la demanda agregada en el mercado laboral. A partir del comovimiento del empleo y las vacantes en el largo plazo y de las reacciones de este comovimiento ante cambios en el ciclo económico se puede determinar si las transformaciones en esta relación son coyunturales o estructurales.

⁸ Blanchard, O. J. & P. Diamond, (1989) "The Beveridge Curve." *Brookings Papers on Economic Activity* 20(1), pp. 1-60.

⁹ Yakhin, Y. & N. Presman, (2015) "A Stock-Flow Accounting Model of the Labor Market: An Application to Israel", IMF working papers, WP/15/58.

Siguiendo la metodología de Yakhin y Presman (op. cit.) se realizarán también estimaciones del modelo VAR con restricciones y con la inclusión de variables determinantes del ciclo económico colombiano ya identificadas en Alfonso et al. (2013)¹⁰, entre otros. Estas estimaciones permitirán aclarar el poder explicativo de la relación vacantes-desempleo, que posiblemente antecede los ciclos económicos, como se puede intuir del análisis gráfico de la sección anterior.

5.1 Un poco más de teoría: modelo de acervos y flujos en un mercado laboral con fricciones

La hipótesis con la que se inicia esta investigación es que las transformaciones que afectaron el mercado laboral tienen que ver, por un lado, con un cambio en la estructura productiva general de la economía que sufrió un proceso de desindustrialización y un incremento en la tercerización, incluso antes de la llamada “apertura económica” de los años 1990s. Esto traería consigo un cambio en la demanda laboral con un sesgo hacia mayor calificación, creando un rezago entre el nivel de productividad de los oferentes de mano de obra y su demanda. Por otro lado, se espera encontrar una incidencia, que reforzaría el fenómeno anterior, en las transformaciones institucionales que afectaron el mercado laboral después de la crisis de los años 1980s y que transformaron la legislación salarial y laboral considerablemente.

5.1.1 Dinámica de la oferta laboral: L

Por definición, la oferta laboral L está constituida de las personas empleadas E y quienes se encuentran activos buscando una oportunidad laboral U (desempleados):

$$L = E + U$$

La dinámica de esta oferta laboral se sintetiza en un acervo de población económicamente activa que se alimenta de dos flujos independientes. El primero es un flujo constante de población que puede estar determinado por el crecimiento demográfico y de preferencias por el ocio o los salarios de reserva ϕ . El segundo componente que supone que el nivel de empleo atrae una parte de la población a participar del mercado laboral, en una porción aE . De dónde:

$$L = \phi + aE \quad ; \quad \phi \geq 0 \quad ; \quad 0 < a < 1$$

Se pueden reescribir estas dos definiciones¹¹ para obtener una expresión de la tasa de crecimiento que implica una relación inversa entre participación laboral y la tasa de desempleo:

$$\dot{L} = -\frac{a}{1-a}\dot{U} \tag{1}$$

¹⁰ Alfonso V, Arango L-E, Arias F, Cangrejo G, Pulido J-D (2013) Ciclos de negocios en Colombia. *Lecturas de Economía* 78, pp: 115-149.

¹¹ La expresión de donde se deriva esta es: $L = \frac{\phi}{1-a} - \frac{a}{1-a}U$

La ecuación (1) implica que la oferta laboral tiene un comportamiento endógeno pero solamente afectado directamente por la tasa de desempleo o por el nivel de empleo. La dinámica del modelo supone entonces que ante una mejora en las condiciones del mercado laboral, representada en una disminución en la tasa de desempleo, se puede esperar un incremento posterior en la oferta laboral. En la definición de las restricciones del modelo empírico se interpretará este movimiento como un efecto rezagado de la actividad económica sobre la oferta laboral. Un choque positivo asociado a una mejora en las condiciones del ciclo económico pasa primero por una reducción en la tasa de desempleo y una

5.1.2 La eficiencia del mecanismo de emparejamiento en el mercado laboral

Suponiendo una tecnología de encuentros y emparejamiento en el mercado laboral con las características ya descritas en la sección 3, podemos caracterizar explícitamente esta como una función de tipo Cobb-Douglas con rendimientos de escala constante:

$$H = zm(U, V) = zU^\alpha V^{1-\alpha} \quad ; z > 0 \quad ; 0 < \alpha < 1$$

Es importante notar que los encuentros que permiten la formación de nuevos contratos laborales, nuevas contrataciones H , solo se dan entre personas que están activamente buscando trabajo en el mercado laboral (U) y los puestos de trabajo vigentes (V). De esta manera, la temporalidad del modelo implica que los flujos de personas por fuera del mercado laboral hacia un empleo deben pasar por un período de búsqueda en el mercado laboral. Se supone entonces que no existen flujos directos de personas fuera de la población activa hacia el empleo y por lo tanto existe un secuencia temporal que necesariamente vincula un incremento en la oferta laboral con un aumento en el desempleo y la posterior absorción de este desempleo a través de los encuentros y emparejamientos entre oferta y demanda.

El parámetro z representa en este modelo un determinante exógeno de la eficiencia en el emparejamiento. Este captura los choques de tipo institucional que pueden afectar la fluidez con la cual se dan los encuentros entre oferentes y demandantes de empleo, pero también puede recoger los efectos de reformas laborales que impliquen cambios en los costos de contratación o directamente salariales.

Además de estas interpretaciones usuales, es importante considerar que los choques a la eficiencia del emparejamiento pueden igualmente reflejar la coherencia entre los niveles de calificación buscados por las firmas y los que ofrecen los trabajadores. Así, es posible pensar que una transformación tecnológica en el sistema productivo puede afectar la función de emparejamiento a través de una reducción en z que reflejaría un descalce entre la calificación promedio de los trabajadores que buscan empleo y la que están buscando las firmas. Más adelante retomaremos esta interpretación para explicar cambios importantes que se produjeron en el mercado laboral colombiano desde mediados de los años 1980s y que se reflejan en desplazamientos de la CB ya ilustrados gráficamente.

Finalmente, la función de emparejamiento supuesta asegura la forma de la CB ya observada en las secciones 3 y 4. La relación entre vacantes y desempleo que representa el locus de puntos

sobre la curva requiere igualmente una definición del proceso de creación y destrucción de empleo.

5.1.3 Creación y destrucción de empleo y la evolución de las vacantes

Si se supone que, en función del estado del ciclo económico las firmas deciden crear una cantidad c de nuevos puestos de trabajo y/o destruir una parte de d de los ya existentes, y que parte de los contratos realizados pueden terminarse debido a un mal emparejamiento, con una probabilidad q , vuelven entonces a hacer parte de los empleos vacantes. Con esta información, la expresión que define la evolución de las vacantes en el tiempo sería:

$$\dot{V} = c + q(L - U) - zm(U, V) - dV \quad (2)$$

5.1.4 La dinámica del desempleo

Todo incremento en la oferta laboral constituye directamente un incremento de los desempleados: \dot{L} . Suponiendo que después del rompimiento de un contrato laboral o de la destrucción de un empleo el trabajador vuelve a hacer parte de los desempleados activos. La misma lógica que llevó a la expresión (2) permite llegar a una expresión de la evolución del desempleo en el tiempo:

$$\dot{U} = (1 - a)(q + d)(L - U) - (1 - a)zm(U, V) \quad (3)$$

En estado estacionario, a partir de las ecuaciones (2) y (3) se puede extraer la dinámica de la CB y descomponer los efectos diversos que tienen los choques a los diferentes parámetros. La CB , derivada de este modelo teórico, representa una locus de puntos en¹² (U, V)

5.2 Modelo SVAR y restricciones de corto y largo plazo

Las ecuaciones 1, 2, y 3 permiten construir, desde la teoría, la estructura fundamental del modelo SVAR a estimar. Llamamos u^{aa} , u^{me} y u^{ls} respectivamente a los choques del ciclo económico, de la eficiencia del proceso de emparejamiento y de la participación laboral. Las innovaciones asociadas al ciclo económico están resumidas en los parámetros c y d . Las innovaciones exógenas a la eficiencia del proceso de emparejamiento en el mercado laboral están representadas por los parámetros q y z . Finalmente los parámetros ϕ y a concentran los choques sobre la oferta laboral.

Podemos usar las implicaciones del modelo teórico para la estimación empírica del modelo estructural. Para entender mejor las conclusiones principales que se pueden deducir de este sistema de ecuaciones, se resumen a continuación los efectos de los diferentes choques sobre las tres variables endógenas (U, V, L) :

¹² La representación usual de la CB se hace utilizando las tasas de desempleo y vacantes en lugar de los niveles de puestos de trabajo y desocupados. El modelo teórico utilizado aquí utiliza los niveles por tratarse de un análisis de flujos de personas y de puestos de trabajo. Cuando se describa la estrategia empírica para la estimación del modelo VAR se explicará cómo se transforman las series de tasas de vacantes y desempleo para seguir la lógica del modelo.

1. La oferta laboral solo se ve afectada directamente por la evolución del desempleo, los demás efectos pasan indirectamente a través de esta variable. En estado estacionario, un choque agregado a la actividad pasa por un cambio en la creación y destrucción de empleos y, por lo tanto, **los choques u^{aa} afectan L de forma rezagada y afectan a U y V de forma contemporánea.**
2. Los cambios en la función de emparejamiento están resumidos en innovaciones en el parámetro k . Es decir, cambios de orden institucional o que de cualquier manera afecten la fluidez con la que puestos de trabajo encuentran trabajadores aptos para ocuparlos. Los choques u^{me} afectan directamente el desempleo y las vacantes. Esto solo afecta indirectamente y de forma rezagada a la oferta laboral. Así, **los choques u^{me} tienen efectos contemporáneos sobre V y U y efectos rezagados sobre L .**
3. Finalmente, la dinámica de la oferta laboral tiene un efecto directo sobre el número de desempleados, porque se ha supuesto que inicialmente una persona debe pasar por el proceso de búsqueda activa en el mercado laboral, como desempleado, antes de convertirse en empleado. Al afectar el empleo se afectan posteriormente las vacantes de forma indirecta. De donde se puede deducir que: **los choques u^{ls} tienen efectos contemporáneos sobre L y U y efectos rezagados sobre V .**

Antes de mostrar formalmente lo que implican estas restricciones derivadas del modelo teórico presentaremos la forma reducida del mismo. Por la estrategia de identificación utilizada aquí es necesario realizar una estimación inicial del modelo reducida que será discutida a continuación. A partir de estas estimaciones y con la notación matricial establecida, se presentará la forma estructural y la forma en que estas restricciones teóricas afectan las matrices de coeficientes.

5.2.1 Definición del modelo VAR en su forma estructural y reducida

Suponiendo que el vector de innovaciones estructurales $u = \begin{bmatrix} u^{aa} \\ u^{me} \\ u^{ls} \end{bmatrix}$ es *iid-Normal* la varianza de cada innovación normalizada a 1: $u \sim^{iid} N(0, I)$.

Como lo muestra el sistema de ecuaciones (1), (2), (3), el SVAR puede considerarse como una representación empírica de un sistema con tres variables endógenas y restricciones de corto y largo plazo listadas arriba. La forma reducida del modelo VAR estaría entonces dada por la ecuación 4:

$$A_0 y_t = C + \sum_{i=1}^{\rho} A_i y_{t-i} + B u_t \quad (4)$$

Donde:

$$y_t = \begin{bmatrix} \Delta \text{Log}(U_t) \\ \Delta \text{Log}(V_t) \\ \Delta \text{Log}(L_t) \end{bmatrix}$$

Hasta el momento la evolución de la *CB* descrita en las secciones anteriores utiliza, como es habitual, la relación entre las tasas de vacantes y de desempleo. Sin embargo, el modelo

teórico está definido en niveles de vacantes y de desempleo. Estas variables en sus niveles se obtienen simplemente multiplicando las tasas por el nivel de la oferta laboral; es decir por la Población Económicamente Activa (PEA). Las series U_t y V_t tienen un comportamiento semejante a la PEA en el tiempo: presentan una clara tendencia estocástica.

De esto resulta que los niveles de vacantes y de desocupados no son estacionarias. La estimación del modelo VAR se hará utilizando las primeras diferencias de los logaritmos de las variables. Adicionalmente, realizando pruebas sobre el número mínimo óptimo de rezagos de tipo BIC (Schwartz) y Hannan-Quinn, se obtiene que ρ mínimo óptimo es 1 rezago. Sin embargo, debido a que los fenómenos del mercado laboral pueden considerarse procesos con persistencia y además con carácter friccional, es estándar utilizar en la literatura un número no inferior a dos rezagos en este tipo de ejercicios. Este trabajo sigue esa misma forma de estimación y las estimaciones utilizan dos rezagos.

La estrategia de estimación del modelo VAR estructural utilizada en este trabajo consiste en estimar inicialmente la forma no restringida del VAR o forma reducida (de ahora en adelante referida como VARFR) a partir de la cual se obtienen algunos valores que permiten poder estimar las restricciones estructurales listada más arriba. A partir de los coeficientes del modelo VARFR se puede construir en particular las matrices impulso respuesta de las innovaciones implicadas en la forma reducida. Con esta información se pueden obtener

algunos valores de donde se deducen las formas estructurales de las innovaciones $u = \begin{bmatrix} u^{aa} \\ u^{me} \\ u^{ls} \end{bmatrix}$ que a su vez pueden descomponerse los choques de corto y largo plazo.

De esta manera, se estima el modelo VARFR que representa la ecuación 5 que se obtiene a partir de la forma estructural (ecuación 4) así:

Suponiendo que la matriz A_0 es invertible,

$$y_t = A_0^{-1}C + \sum_{i=1}^{\rho} (A_0^{-1}A_i)y_{t-i} + (A_0^{-1}B)u_t$$

Renombrando los coeficientes del VARRF:

$$\varphi = A_0^{-1}C$$

$$\phi_i = A_0^{-1}A_i$$

$$\varepsilon_t = A_0^{-1}Bu_t$$

El sistema de ecuaciones del modelo VARRF está definido por:

$$y_t = \varphi + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Los errores de esta ecuación suponiendo se suponen $\varepsilon_t \sim^{iid} N(0, \Omega)$, donde $\Omega = A_0^{-1} B B' A_0^{-1}$

La ecuación 5 es estimable de forma directa por MCO. Las funciones de impulso respuesta se derivan utilizando una descomposición de Cholesky de forma tradicional, en la cual el orden de las variables sigue la lógica habitual de “más endógena a menos endógena”, es decir: $\{U, V, L\}$.

Antes de pasar a describir la forma en que son definidas las restricciones del modelo VAR estructural, vamos a detenernos un momento en algunos resultados que del VARRF que anticipan un comportamiento esperado de las variables según las intuiciones derivadas del modelo teórico subyacente.

De la estimación de este sistema (ecuación 5) obtenemos la matriz de correlaciones de las innovaciones de U, V y L (Tabla 2):

Tabla 2. Correlaciones de las innovaciones del modelo VARRF (ε_t)

	ΔU	ΔV	ΔL	Desv. Std.
ΔU	1.00			0.062
ΔV	-0.125	1.00		0.056
ΔL	0.589	0.041	1.00	0.016

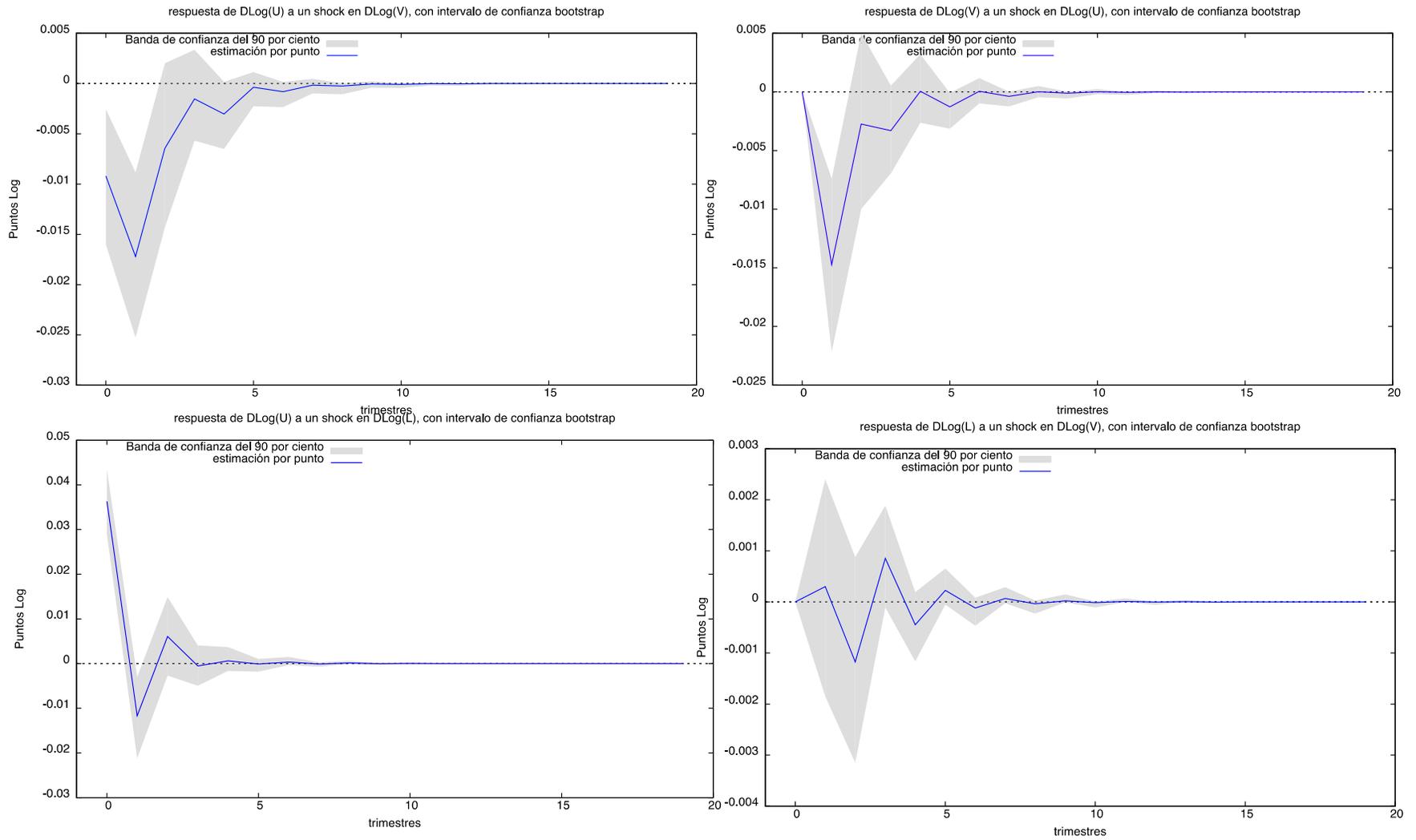
Se pueden desde ahora observar tres aspectos relevantes de esta primera estimación no estructural. Primero, los signos de las correlaciones entre las innovaciones son los esperados. Por ejemplo, se observa en particular que el signo de la relación entre los cambios en las vacantes y el desempleo es negativo. Segundo, como podía esperarse a partir del modelo teórico, la correlación entre los cambios en las vacantes y la oferta laboral muestran un efecto muy pequeño entre ellas, mientras que L afecta de forma positiva y significativa al desempleo (U). Tercero, esta última correlación implica igualmente que el efecto supuesto del empleo sobre la oferta laboral va en la dirección supuesta por el modelo teórico. Es decir, que el parámetro a de la de ecuación (1) tiene el signo supuesto. Este último punto es importante porque ha sido un aspecto controversial en la definición de este modelo desde el trabajo seminal de Blanchard y Diamond quienes fueron criticados en su momento por J. Yellen¹³ quien afirmaba que el empleo no podía causar la oferta laboral sino al contrario. Pruebas de

¹³ Ver el comentario de J. Yellen que se publica al final de Blanchard & Diamond (1989: páginas 65 en adelante) disponible en (consulado en noviembre 11 de 2015): http://www.brookings.edu/~media/Projects/BPEA/1989-1/1989a_bpea_blanchard_diamond_hall_yellen.PDF

causalidad de Granger entre las variables utilizadas en nuestro trabajo confirman igualmente que sí existe un efecto del desempleo sobre la oferta laboral, con algo de rezago.

Estas conclusiones preliminares se ven reforzadas en los comportamientos de las funciones de impulso respuesta del modelo VARRF mostrados en los gráficos 6a .Teniendo en cuenta que estas representan la reacción contemporánea a los choques de las variables endógenas. Estos gráficos no pretenden ser informativas sobre los efectos acumulados ni sobre los rezagos, el análisis más detallado de la persistencia de los choques se presentará para el modelo estimado de forma estructural. Sin embargo, en este gráfico se muestran algunos de los impulsos-respuesta más relevantes que ilustran de forma general que el sentido de las conjeturas derivadas del modelo teórico se cumplen incluso desde una estimación no restringida:

Gráfico 6: Impulsos respuesta del modelo VAR forma reducida



Nótese en particular cómo los choques en la oferta laboral sobre las vacantes se diluyen rápidamente y son no significativos (panel inferior derecho). Al mismo tiempo, la relación de Beveridge se evidencia claramente en los impulso respuesta de vacantes y desempleo, en ambos sentidos. Estos choques además muestran una persistencia tan importante o mayor que la de la oferta laboral sobre el desempleo. En resumen, el modelo VARRF anticipa los comportamientos de las relaciones de las series temporales utilizadas que van en el sentido de los supuestos del modelo teórico subyacente.

La lista de restricciones de corto y largo plazo implicadas por los resultados del modelo teórico permiten definir la forma de las matrices A_0 y B y los componentes de estas que fueron estimados. Debido a la combinación de restricciones de corto y largo plazo que se asumen en el modelo estructural, la estimación sigue la estrategia de estimación sugerida por Blanchard y Quah (1989) para la identificación de los efectos rezagados y contemporáneos. Del mismo modo, se recurre a una estrategia similar para la descomposición histórica de las innovaciones.

Las restricciones del modelo implican las siguientes formas de las matrices A_0 y B , donde los elementos a estimar corresponden a los coeficientes designados por su posición en la matriz:

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & A_{0,13} \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & 0 \\ B_{21} & B_{22} & 0 \\ 0 & 0 & B_{33} \end{bmatrix}$$

La condición de orden para la identificación del modelo SVAR está asegurada por el número de restricciones impuesto. Sin embargo, es necesario establecer un supuesto adicional que permita tener un grado de libertad adicional para cumplir la condición de rango. Esta condición es satisfecha mediante un supuesto que permite establecer una relación lineal entre dos componentes de la matriz B . El supuesto fundamental detrás de esta especificación de las restricciones del modelo está soportado en la siguiente licación de estado estacionario del modelo teórico: ante un choque u^{me} positivo (por ejemplo: incrementos en z y/o en q) se produce un incremento en nivel de empleo $\Delta L - \Delta U > 0$ y una caída en las vacantes $\Delta V < 0$. En estado estacionario, para que la dinámica de los flujos implícita en este efecto lleve a una nueva relación estable de Beveridge (más arriba y a la derecha) estos dos efectos se deben compensar. Para restablecer las condiciones de estado estacionario ($\dot{U} = \dot{V} = 0$) el incremento en el nivel de empleo debe equivaler al incremento en el nivel de vacantes. Por lo tanto, en la definición de los valores que pueden tomar los componentes de las matrices de restricciones está implícita la siguiente relación de estado estacionario como consecuencia de un choque positivo en la eficiencia del emparejamiento: $\Delta L - \Delta U = \Delta V$. Esta restricción cumplida con igualdad permite establecer una condición adicional sobre la relación entre los

elementos B_{12} y B_{22} de la matriz B de modo que la condición de rango (Ver Yakhin & Presman 2015: 26-27).

5.2.2 Funciones de impulso respuesta y descomposición de la varianza

Resueltos estos problemas de identificación, el modelo SVAR se estima mediante un proceso de selección de modelos que cumplen la maximización de la función de verosimilitud y al mismo tiempo respetan la restricción de estado estacionario mencionada anteriormente. Finalmente, se seleccionan el modelo cuyas funciones acumuladas de impulso respuesta respetan los signos esperados al momento del choque implicados en el modelo teórico. La siguiente tabla muestra los valores de las matrices de restricciones estimados:

Resultados de la estimación de las matrices A_0 y B del modelo SVAR

Matriz A_0 estimada:		
1.000000	0.000000	-2.363209
0.000000	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	1.000000
Matriz B estimada:		
-0.045779	-0.022046	0.000000
0.034063	-0.046491	0.000000
0.000000	0.000000	0.015916

De estas matrices estimadas se pueden adelantar algunos resultados relevantes. Teniendo en cuenta que los componentes de la matriz B representan los efectos instantáneos al momento de un choque estructural (en puntos logarítmicos), se puede observar que todos los efectos tienen el signo esperado. Todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos al 95%.

En el gráfico 7a y 7b se presentan, respectivamente, las funciones de impulso respuesta y los efectos acumulados de los choques¹⁴. Estos valores permiten tener una idea de los impactos relativos de cada choque y del sentido del efecto de cada uno. Es importante notar desde el inicio que en el caso en que uno de los choques afecta una de las variables. En particular, los componentes B_{11} y B_{12} representan respectivamente el efecto instantáneo ante un choque de actividad económica sobre el desempleo y las vacantes. Una mejora en la actividad agregada reduce el desempleo y aumenta las vacantes. Este comportamiento implica una CB con pendiente negativa tal como predice el modelo teórico. Los efectos dinámicos, la persistencia de los choques y la incidencia relativa de cada uno serán objeto de estudio en adelante.

A partir del modelo estimado se estudian los principales resultados mediante el análisis de las funciones de impulso respuesta estructurales, la descomposición histórica de la varianza de las innovaciones y finalmente utilizar estas descomposiciones para analizar curvas de

¹⁴ Para la estimación de los niveles se utiliza el período 1986:1 como nivel de referencia con el fin de tomar como punto de partida un período en el que ya se encuentra estabilizada la curva de Beveridge posterior a los cambios estructurales sugeridos por el análisis de la sección 4.

Beveridge contrafactuales que permiten entender la forma en que los principales choques afectaron la historia de sus desplazamientos insinuada en la sección 3.

Podemos ahora concentrar nuestra atención en las funciones de impulso respuesta presentadas en el gráfico 7^a y 7b. Las columnas muestran, respectivamente de izquierda a derecha, las respuestas de las variables a los choques de actividad agregada (AA), eficiencia en el emparejamiento (ME) y oferta laboral (LS). Las líneas punteadas delimitan un intervalo de confianza de ± 2 desviaciones estándar en los errores del estimador. La dinámica observada en estas estimaciones muestra que las variables se estabilizan en una senda estacionaria alrededor del octavo trimestre posterior al choque. La persistencia de los efectos de los choques en la mayoría de los casos es permanente. Las gráficas muestran los efectos hasta 10 trimestres después del choque.

Un primer resultado interesante de esta estimación muestra que las vacantes son más sensibles que el desempleo ante choques de eficiencia del emparejamiento en el mercado laboral. Ante un choque de una desviación estándar, las vacantes reaccionan disminuyendo en más de 45%, mientras el desempleo se reduce en algo más de 20%. Adicionalmente, se puede observar que ambas variables presentan un ajuste en sus tasas de crecimiento con signo contrario alrededor de dos trimestres posteriores al choque de eficiencia en el mercado laboral. Sin embargo, este efecto es menos significativo para las vacantes, dejando un efecto permanente en su nivel en los períodos sucesivos.

Los choques de actividad agregada tienen efectos diferentes al momento del impacto sobre las vacantes y el desempleo. Mientras la reacción del desempleo ante un choque de una desviación estándar en la actividad agregada es de cerca de 45%, las vacantes varían en menos del 35% (ver matriz *B* estimada). Sin embargo, se observa una mayor persistencia en el efecto sobre las vacantes que mantiene un incremento en su crecimiento durante cerca de cuatro trimestres mientras el desempleo se estabiliza más rápidamente.

Estos dos efectos explican que la pendiente de la *CB* sea inferior a -1 cuando esta relación se estabiliza y es gobernada principalmente por la dinámica del ciclo económico. Sin embargo, los efectos de desplazamiento de la misma, provocados por cambios estructurales en la eficiencia del mercado laboral producen no sólo un movimiento hacia la derecha sino un cambio de pendiente de manera que la *CB* incrementa, en valor absoluto, su pendiente después de choques importantes en la eficiencia del emparejamiento. Este comportamiento ya podía observarse en las representaciones de la *CB* de la sección 4, en particular en los gráficos 5. Más adelante, mediante la construcción de escenarios contrafactuales de la *CB* se estudiará en detalle cómo este comportamiento nos permite comprender mejor la historia de los diferentes choques a lo largo del período estudiado.

A pesar de que la literatura sobre el mercado laboral colombiano ha enfatizado de manera importante el efecto de los cambios en la participación laboral debido particularmente al incremento en la oferta laboral femenina, nuestro enfoque permite diferenciar la forma en que estos cambios afectaron tanto la tasa de desempleo como las vacantes. La historia que se puede contar sobre el mercado laboral es entonces más compleja. La descomposición de los

efectos de los choques de oferta laboral que se presenta en la tercera columna de los gráficos 7a y 7b muestra una leve dependencia entre las vacantes y los cambios en la participación laboral. El modelo teórico permitía anticipar un efecto rezagado pero negativo en las vacantes ante un incremento en la oferta laboral. Pero, esta estimación concluye que el efecto en periodos posteriores al choque es positivo y permanente (ver gráfico 7b).

En la tabla 3, de descomposición de la varianza, se muestra que este efecto explica cerca del 5% del cambio en las vacantes ante un choque de una desviación estándar en la oferta laboral. Este mismo resultado se encuentra en ejercicios similares para países en desarrollo, como el caso de Israel (Yakhin & Presman 2015), pero no para el caso de EEUU (ver Elsby et al. 2015). Este resultado sugiere problemas de especificación en el modelo y la necesidad de una investigación más profunda de la relación entre vacantes y oferta laboral. Una interpretación posible de este fenómeno es que en el modelo teórico de base no se consideran explícitamente los efectos sobre los salarios que pueden presentarse a través de un incremento en la oferta laboral. Una caída en los salarios desencadenada por este tipo de choques podría hacer más atractiva la decisión de creación de empleo por parte de las firmas. Esto sugiere que es muy importante complementar el análisis de la *CB* con un estudio de la curva de Phillips para el caso de países en desarrollo y en particular para Colombia.

Finalmente, se deben señalar tres elementos relevantes que se desprenden del análisis de las funciones de impulso respuesta del modelo SVAR en relación con los cambios en la oferta laboral. Primero, se observa que, contrario a la representación teórica del modelo de Blanchard & Diamond la oferta laboral no reacciona ante cambios en el empleo (ecuación 1 del modelo teórico). La reacción de la oferta laboral ante choques de actividad agregada y de eficiencia en el emparejamiento son estadísticamente no significativos. Igualmente, el efecto de un choque de eficiencia en el emparejamiento tiene efectos muy leves sobre la oferta laboral. La tabla 3 muestra que más del 97% de los cambios en la oferta laboral se deben a cambios en la participación o a choques de tipo demográfico capturados por el parámetro Φ del modelo teórico.

Analizando el efecto de los choques de oferta laboral sobre el desempleo, se puede observar un comportamiento coherente con la implicación teórica del modelo base. El desempleo reacciona de manera importante justo al momento de un incremento en la oferta laboral, confirmando que la secuencia temporal del ingreso al mercado laboral supone un primer paso por un período de desempleo, de búsqueda de trabajo, que genera un sobre-reacción de la tasa de desempleo ante los incrementos en la oferta laboral que es luego corregida alrededor del segundo trimestre posterior al choque para luego estabilizarse. Este comportamiento sugiere que los desplazamientos de la tasa de desempleo por motivos de un incremento en la participación, si bien pueden tener efectos permanentes, pasan por un proceso de corrección que depende de la fluidez con la que el mercado laboral puede absorber esta nueva oferta monetaria. Más adelante volveremos sobre cómo se refleja esta dinámica en la historia de los movimientos de la *CB* para complementar esta narrativa.

Los resultados del análisis de la descomposición de la varianza y las funciones impulso respuesta pueden entonces resumirse en tres conclusiones generales:

1. Los desplazamientos sobre de la *CB*, debidos a choques de actividad agregada, sugieren una alta elasticidad de la función de emparejamiento al desempleo¹⁵. Como consecuencia de esta característica, se observa que la *CB* colombiana, entre 1976 y 2000 es más “acostada” de lo que sugiere la evidencia empírica para países como EEUU. Se parece más a la de países con mercados laborales que sufren de rigideces importantes como algunos países europeos (España, Francia, etc...)¹⁶.
2. Las vacantes reaccionan de manera más importante ante los choques que afectan de manera estructural la fluidez del mercado laboral que a la actividad agregada. Mientras la tasa de desempleo reacciona relativamente menos a los choques de eficiencia del emparejamiento. El desplazamiento de la *CB* “hacia afuera” que se evidencia en el período 1985-1995 se debe principalmente al efecto de un incremento en vacantes que no se acompaña de una reacción positiva en la tasa de desempleo. Este movimiento vertical de la relación entre desempleo y vacantes refleja por lo tanto una transición hacia una nueva *CB* que se estabiliza hacia el final del siglo XX en una nueva relación que será dominada luego por los movimientos cíclicos hasta 2007. A partir de este período se observa un reducción sistemática de la tasa de desempleo y de las vacantes, reflejando un posible mejoramiento en las condiciones de eficiencia del mercado laboral.
3. La oferta laboral por su parte aparece como una variable exógena en la dinámica estimada. Los choques de participación laboral tienen un efecto instantáneo importante sobre la tasa de desempleo y muy poco sobre las vacantes. Sin embargo, solo afecta de forma permanente a la propia oferta laboral. Esta dinámica caracteriza el impulso inicial hacia un incremento en el desempleo que se presenta en la segunda mitad de la década de 1980 y que luego se refuerza con el incremento en las vacantes mencionado anteriormente. Por lo tanto, la dinámica de la oferta laboral en sus grandes desplazamientos parece entenderse como un fenómeno independiente de las condiciones de emparejamiento en el mercado laboral¹⁷. Es decir, que los efectos de un incremento en la participación laboral sobre la *CB* son permanentes si se ven reforzados por cambios eficiencia del emparejamiento en el mercado laboral. De otra manera, los efectos serían transitorios.
4. Estas conjeturas reforzarían estudios realizados sobre la dinámica salarial como reflejo del descalce (*mismatch*) entre calificación buscada por la demanda laboral y la lentitud del ajuste de la oferta a este nivel deseado de calificación. En particular, ver el trabajo de Arango, Posada y Uribe (2005) al respecto. El mensaje principal que se puede extraer de esta dinámica es que los descalces del mercado laboral pueden tener

¹⁵ Este resultado va en la misma línea de las estimaciones de la función de emparejamiento realizada por Viviana Alfonso en su tesis de Maestría aún no publicada pero reportada en Alfonso (2015). Según estas estimaciones la elasticidad de la función de emparejamiento (parámetro α) sugieren un valor superior a 0.65. En la literatura internacional es usual asumir un valor de 0.5 para este mismo parámetro y algunas estimaciones sugieren que para EEUU este valor es cercano a 0.4.

¹⁶ Ver Bonthuis et al. (2013).

¹⁷ Esta conjetura merece más investigación en un modelo donde se haga explícito el canal de los salarios como posible conexión entre la oferta laboral y las condiciones estructurales del mercado.

efectos de más largo plazo en el caso en que se combinen, como parece haber ocurrido hacia mediados de la década de 1980, un incremento en la participación laboral con cambios estructurales en la demanda laboral que pueden venir del proceso de transformación tecnológica o reconversión de ciertos sectores económicos que empiezan a demandar una mano de obra más calificada que no se encuentra en el mercado laboral.

Gráfico 7a: Impulsos respuesta ante choques estructurales- modelo SVAR

Respuesta a choques estructurales (+1 D.E.) (Línea punteada intervalo de confianza ± 2 E.E.)

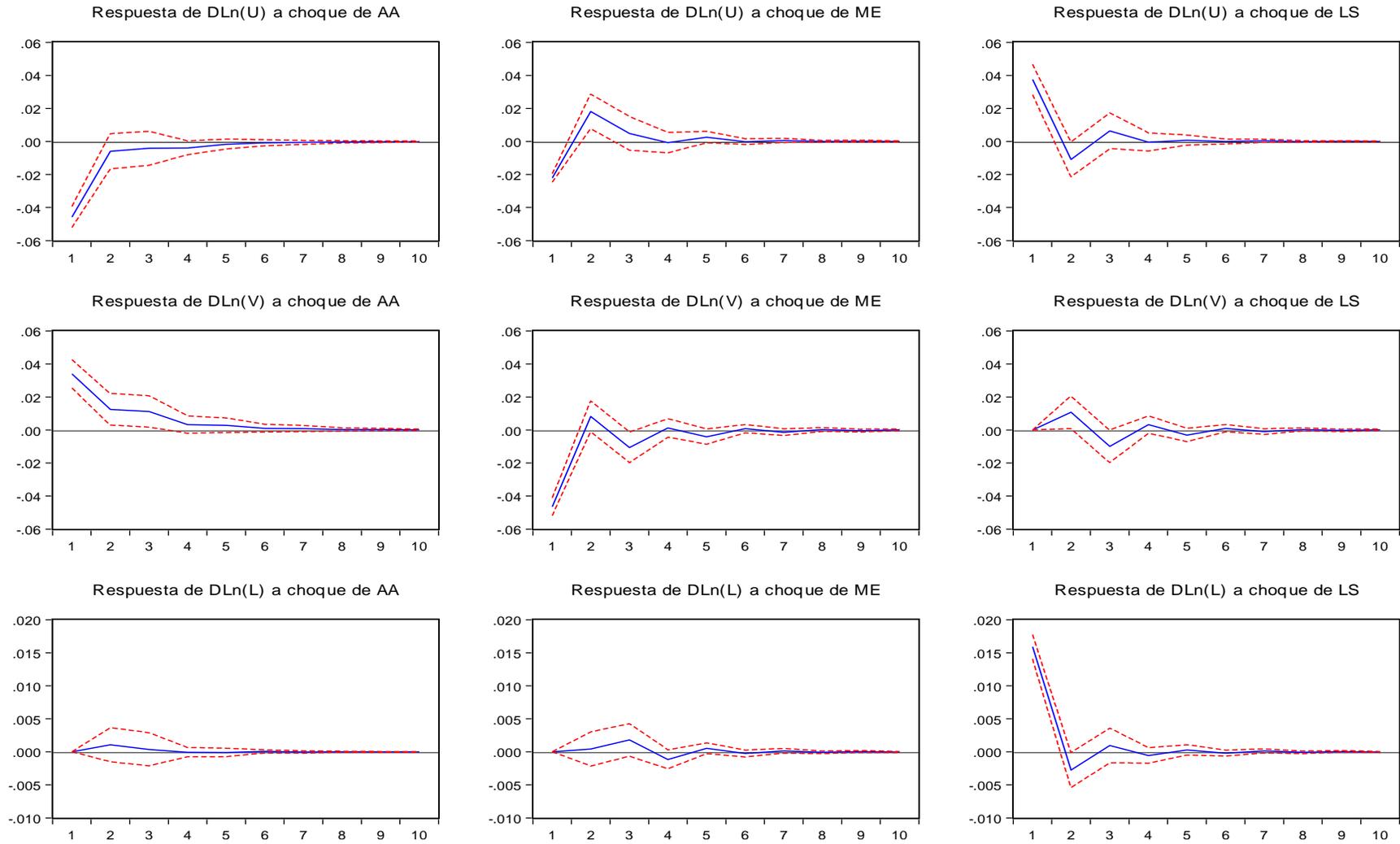


Gráfico 7b: Evolución (acumulado) de las variables en niveles ante choques estructurales- modelo SVAR.

En las filas se presentan los efectos sobre $DLn(U)$, $DLn(V)$ y $DLn(PEA)$, respectivamente.

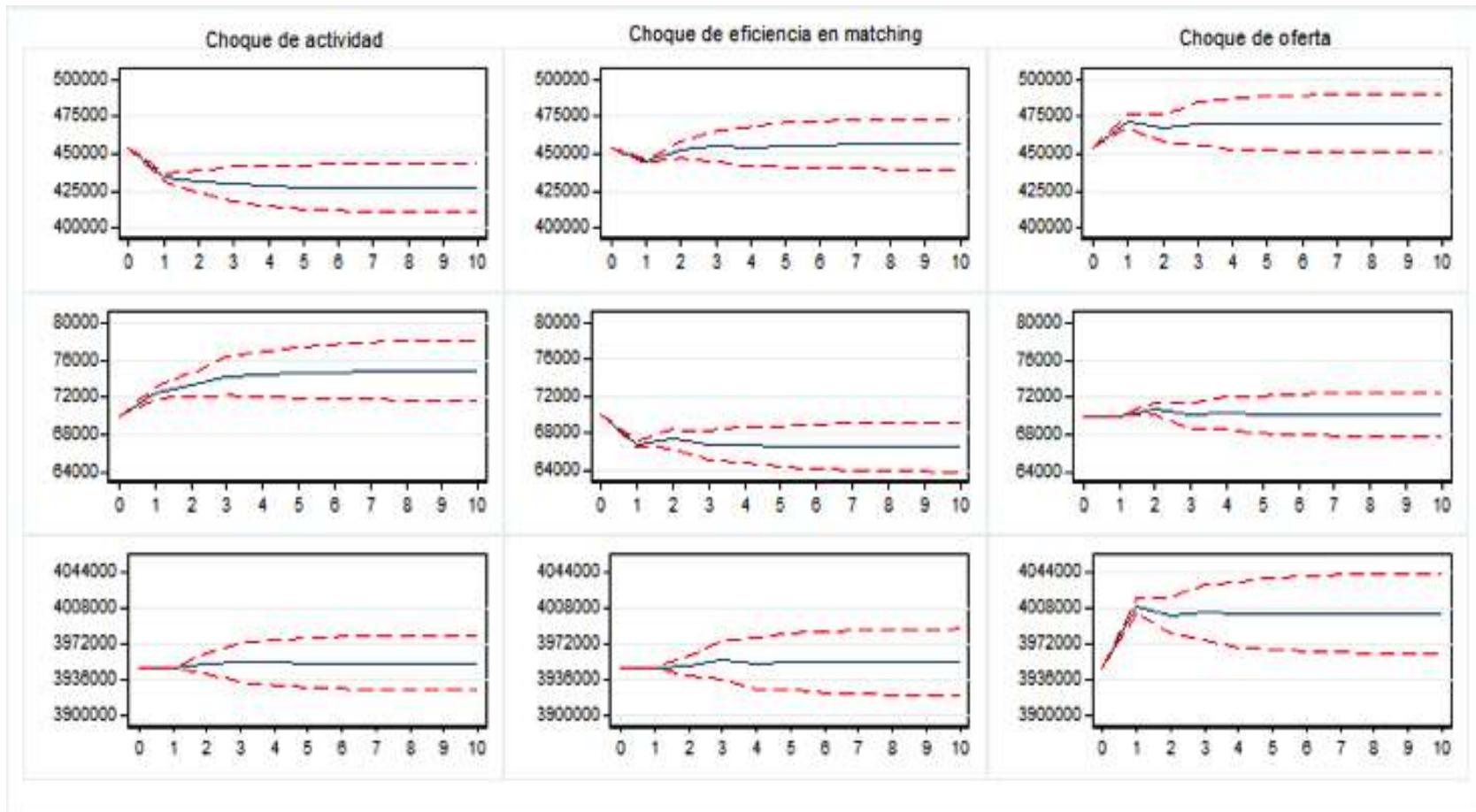


Tabla 3: Descomposición de la varianza de las innovaciones estructurales:

Descomposición de la varianza de DLn(U):				
Período	Error estándar	Choque u^{aa}	Choque u^{me}	Choque u^s
1	0.063217	52.44009	12.16141	35.39850
2	0.066910	47.61273	18.15262	34.23466
3	0.067516	47.14066	18.32872	34.53062
4	0.067634	47.30955	18.27735	34.41310
5	0.067709	47.26360	18.38691	34.34948
6	0.067714	47.27118	18.38451	34.34431
7	0.067720	47.27037	18.38888	34.34075
8	0.067721	47.27088	18.38864	34.34048
9	0.067721	47.27071	18.38903	34.34025
10	0.067721	47.27076	18.38901	34.34023

Descomposición de la varianza de DLn(V):				
Período	Error estándar	Choque u^{aa}	Choque u^{me}	Choque u^s
1	0.057634	34.93015	65.06985	0.000000
2	0.060505	35.97955	60.88576	3.134691
3	0.063214	36.11012	58.57948	5.310400
4	0.063392	36.17159	58.28840	5.540011
5	0.063659	36.06557	58.20502	5.729405
6	0.063681	36.06768	58.18086	5.751458
7	0.063708	36.05585	58.17583	5.768328
8	0.063710	36.05533	58.17376	5.770916
9	0.063713	36.05402	58.17313	5.772847
10	0.063713	36.05390	58.17292	5.773174

Descomposición de la varianza de DLn(L):				
Período	Error estándar	Choque u^{aa}	Choque u^{me}	Choque u^s
1	0.015916	0.000000	0.000000	100.0000
2	0.016195	0.442554	0.074934	99.48251
3	0.016328	0.487349	1.294384	98.21827
4	0.016378	0.485361	1.779905	97.73473
5	0.016390	0.488549	1.883474	97.62798
6	0.016393	0.489954	1.907744	97.60230
7	0.016395	0.490454	1.914588	97.59496
8	0.016395	0.490557	1.916852	97.59259
9	0.016395	0.490587	1.917703	97.59171
10	0.016395	0.490594	1.918001	97.59140

Para terminar de explotar esta descomposición de las series que se deriva de las estimaciones del modelo SVAR se presenta un ejercicio histórico más detallado que permite mostrar la forma en que las conclusiones anteriores generaron los hechos estilizados presentados en la sección 3. Los dos paneles del gráfico 8 muestran la historia de los efectos de los choques sobre el desempleo y las vacantes. Esta representación gráfica ilustra detalladamente las tres conclusiones presentadas anteriormente. Para ser más claros, se realiza un ejercicio gráfico de descomposición de las relaciones de Beveridge que se estiman aislando cada uno de los efectos de los choques.

En el gráfico 9 se presentan las curvas de Beveridge “contrafactuales” que se construyen a partir de la estimación de las series de vacantes y desempleo de las que se aíslan los diferentes componentes resultado de los choques. Así, el panel 1 (*contrafactual 1*) contiene las observaciones de estas variables cuya dinámica sólo responde a las innovaciones en la actividad agregada. La relación resultante puede considerarse como la *CB* de largo plazo de todo el período estudiado. Es decir, el locus de puntos de estado estacionario que responde sólo a cambios en la creación y destrucción de empleos que resulta de los ciclos económicos. Se puede observar que el desplazamiento de la *CB* de los años 1985-1995 desaparece en este ejercicio contrafactual, reforzando la conclusión de que dicho cambio se debió principalmente a las fricciones del mercado laboral como lo ilustra el panel del *contrafactual 2*, donde se aisla el efecto de los choques de tipo u^{me} .

Este análisis muestra que en los períodos de recuperación en las condiciones de empleo, como la caída presentada en el desempleo hacia el año 1994, no se deben a cambios estructurales en las condiciones del mercado laboral (en su eficiencia en el emparejamiento) sino más bien a mejoras temporales, explicadas aquí como choques de actividad económica. La relación que se evidencia en la estimación *contrafactual 2* de la *CB* muestra un movimiento horizontal de ida y regreso, como si se retornara a combinaciones de vacantes y desempleo similares a los que se alcanzan después de mediados de los años 1980s, hasta que

Finalmente, el tercer panel (*contrafactual 3*) que aísla los efectos de los choques de oferta laboral, refuerza la idea de que el incremento en la oferta laboral empujó inicialmente la tasa de desempleo hacia niveles cada vez más altos, a lo largo de la década de los 1990s, pero este efecto se ha revertido lentamente después de la crisis de final de siglo y en particular en los últimos años del período estudiado (2007-2014).

En el gráfico 10 se reproduce un ejercicio adicional que ilustra ya no los niveles de las variables sino sus variaciones, en puntos logarítmicos, con respecto al trimestre justamente anterior. Estos gráficos permiten reforzar la forma en que la dinámica de cada choque afecta la *CB* y cómo el sentido de los movimientos esperados en el modelo teórico se reflejan en la evidencia empírica. Nótese en particular cómo las variaciones de los puntos de la curva del panel 1 muestran una curva decreciente a lo largo de la *CB* y las del panel 2 una relación positiva que captura los desplazamientos de la curva. Estos desplazamientos podrían interpretarse como un movimiento a lo largo de la curva de creación de empleo, es decir,

sobre puntos de diferentes curvas de Beveridge que se alejan del origen si se trata de un incremento simultáneo en las vacantes y el desempleo. El panel 3 del mismo gráfico muestra que los choques de oferta laboral no afectan la posición de la curva sino que describen más bien un efecto cíclico de incremento en el desempleo que se absorbe en el largo plazo por la dinámica del emparejamiento en el mercado laboral.

Gráfico 8: Descomposición histórica de la varianza de los choques estructurales sobre U y V

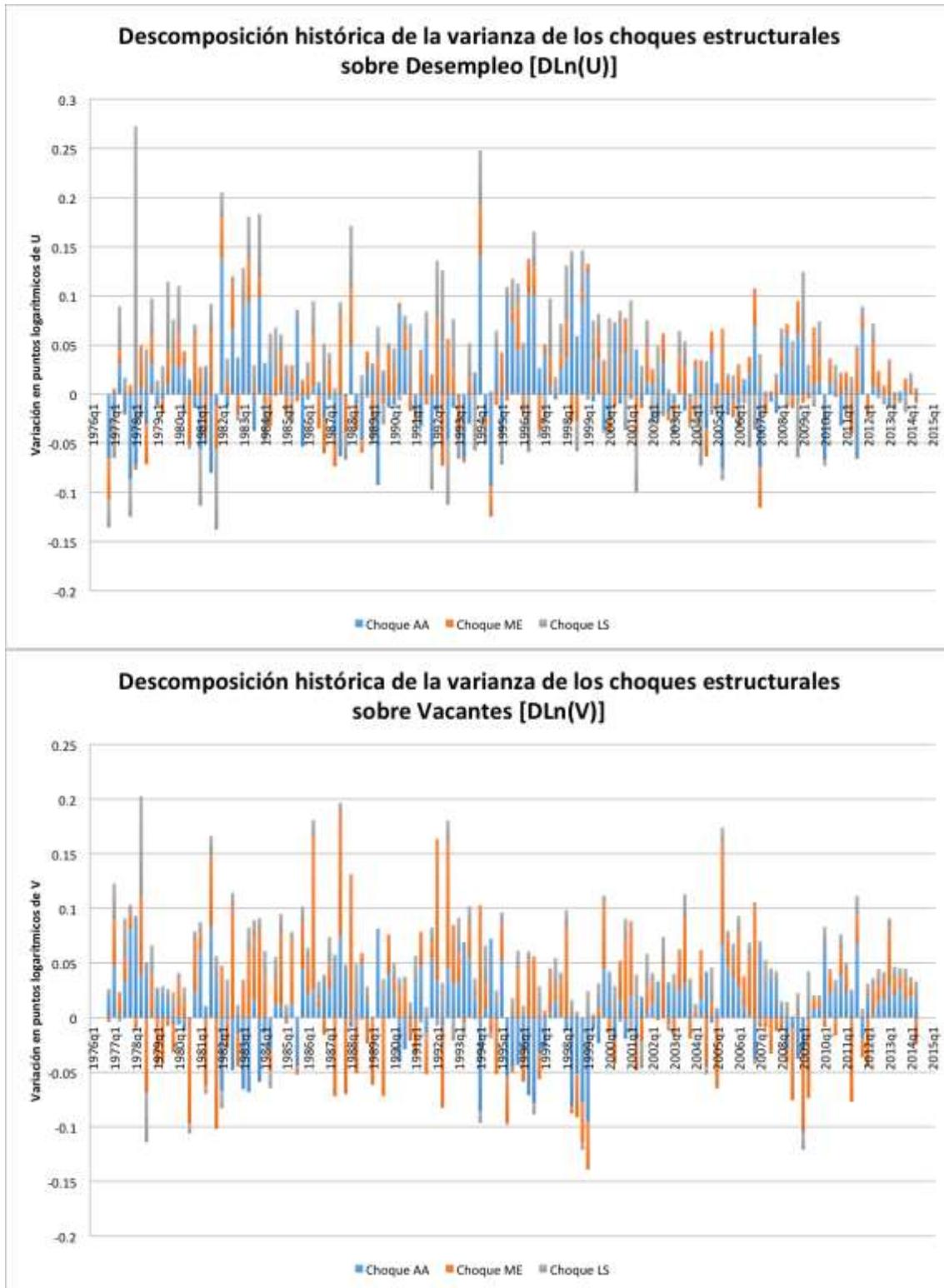


Gráfico 9: Curvas de Beveridge *contrafactuales* aislando los efectos de cada choque estructural: u^{aa} , u^{me} , u^{ls} respectivamente

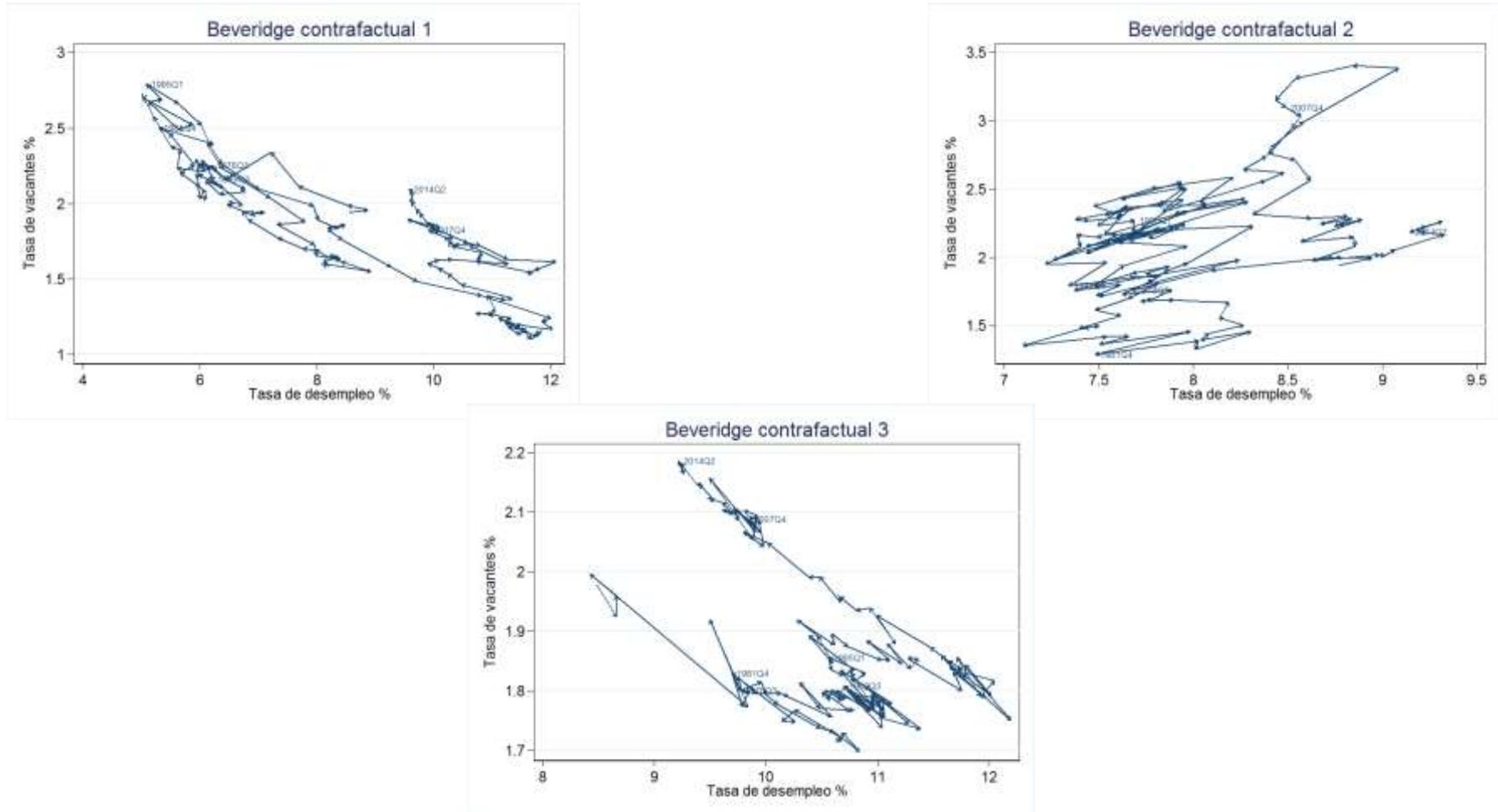
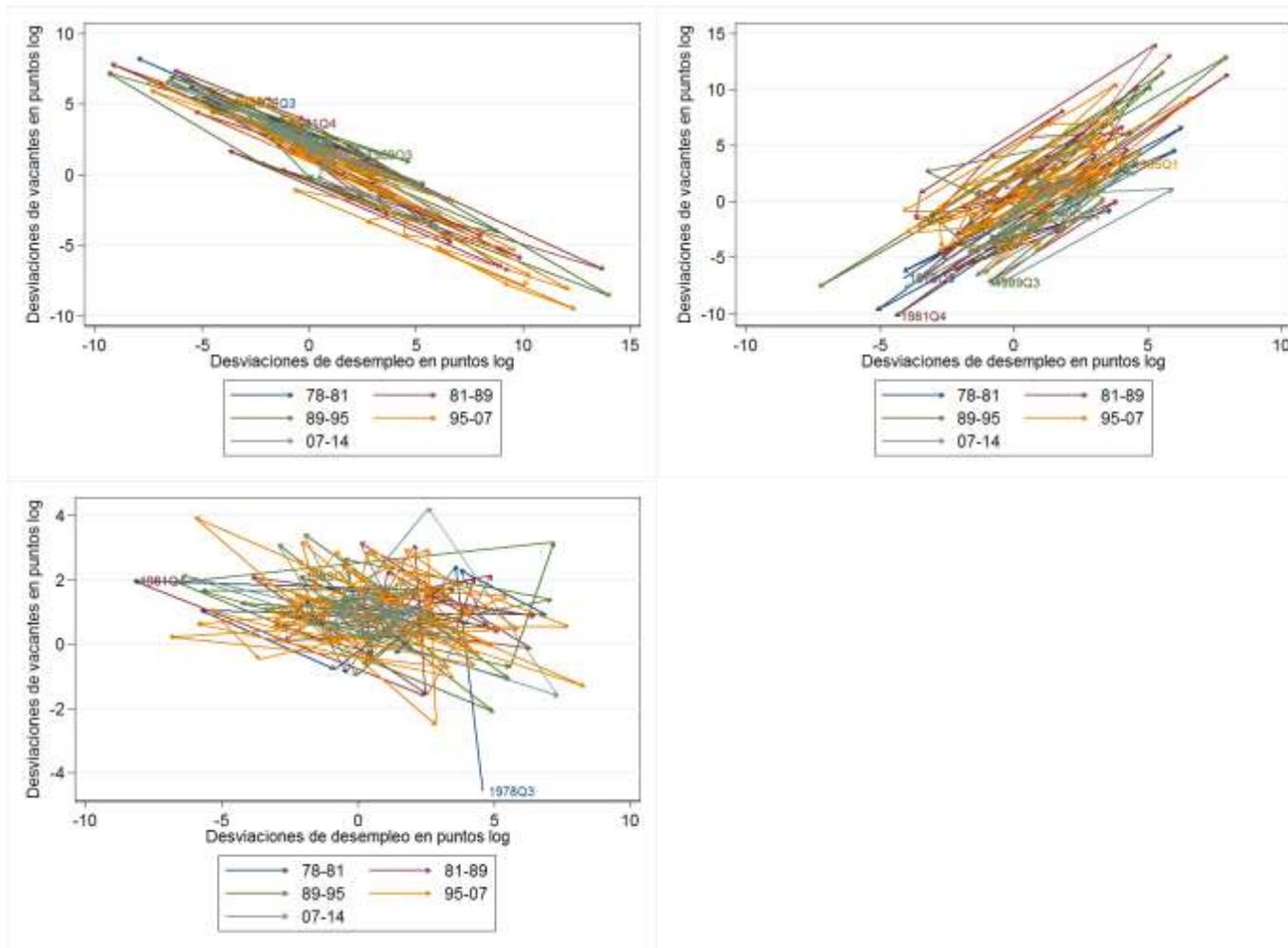


Gráfico 10: Variaciones en los logaritmos de las primeras diferencias del desempleo y las vacantes como resultado de cada tipo de choque u^{aa} , u^{me} , u^{ls} respectivamente



6 Consideraciones finales de este documento

Los ejercicios realizados hasta este momento utilizan diferentes niveles de análisis empírico. Desde simples gráficos de dispersión de puntos hasta un modelo VAR no estructural. Todos estos evidencian la existencia de una relación de Beveridge comportada de la forma en que la teoría predice.

De la misma manera, las secciones 2 a 4 del presente documento mostraron diferentes aproximaciones que permiten afirmar que existen cambios estructurales en esta relación en las últimas cuatro décadas. En particular, se observa que la relación no ha sido estable y puede afirmarse que se encuentran al menos tres períodos significativos de desplazamiento de la curva.

El primero corresponde a un incremento persistente en las vacantes acompañado de un ciclo en los niveles de desempleo que se incrementan y luego regresan cerca de sus niveles iniciales: entre 1976 y 1985. Ese primer momento parece reflejar un desplazamiento hacia la derecha de la *CB*, mostrando un incremento en las fricciones del proceso de emparejamiento en el mercado laboral.

El segundo período comprende un movimiento a lo largo de un mismo locus de puntos pertenecientes a la *CB* establecida después de su desplazamiento hacia mediados de los años 1980s. Este desplazamiento refleja claramente los efectos del ciclo económico y por lo tanto de un proceso inicial de creación de empleo que se da en la primera mitad de la década de 1990. A este desplazamiento a lo largo de la *CB* en el sentido noroccidental, le sucede el período de la gran crisis del fin del siglo 20, que se refleja en un regreso a niveles de tasa de desempleo de más de dos dígitos y una disminución en la tasa de vacantes (movimiento hacia el sureste a lo largo de la curva). Finalmente, después del primer lustro del siglo 21 y en particular luego de la leve crisis del año 2008 se evidencia un nuevo desplazamiento de la *CB* hacia un nuevo locus ubicado hacia los niveles del inicio del período estudiado (1970s) que representa una mejora en las condiciones de emparejamiento estructurales del mercado laboral con menores tasas de desempleo y menores tasas de vacantes.

Aunque sería necesario una estimación con datos más recientes para poder entender la dinámica posterior al último choque negativo importante al ciclo económico (2008), la descomposición histórica de la varianza de la tasa de desempleo parece ser coherente con estudios recientes como el de Alfonso (2015). Estos trabajos que aprovechan datos de niveles aún más detallados del comportamiento del emparejamiento en el mercado laboral, señalan que en los últimos años la tasa de encuentros (*finding rate*) ha mejorado, insinuándose así mejores condiciones en la eficiencia del mercado laboral y no solo una respuesta a un ciclo económico positivo.

Los resultados de la estimación del modelo SVAR basado en la teoría de flujos y emparejamiento del mercado laboral (*search and matching theory*) permitió comprender cuáles son los efectos de corto y largo plazos que ha sufrido la *CB* durante estas últimas cuatro décadas. Con este ejercicio se pudieron identificar y diferenciar los efectos de las innovaciones

del ciclo económico, de la eficiencia del emparejamiento y de los efectos demográficos capturados por los cambios en la oferta laboral.

Este estudio sugiere que es fundamental para el análisis de políticas tanto de empleo (estructurales como las que puede implementar el Ministerio de Trabajo) como para decisiones de política más coyunturales (políticas monetarias incluidas) que se pueda descomponer con claridad los orígenes de los movimientos de la tasa de desempleo. Separar los cambios debidos a efectos transitorios del ciclo económico de cambios estructurales puede dar luces más claras sobre lo que la política monetaria puede hacer y no puede hacer sobre el desempleo. El mensaje principal de este ejercicio de descomposición sugiere que durante las tres décadas que se inician a mediados de los años 1980s se presentó una combinación de factores cíclicos negativos con un deterioro estructural del mercado laboral debido al descalce entre niveles de calificación buscados por la demanda laboral y lo que la oferta laboral podía ofrecer. Este trabajo permite reforzar algunos hallazgos similares, pero permite profundizar en la idea de que solo desde el final de la primera década del siglo XXI se ha podido empezar a mejorar la eficiencia del mercado laboral como sistema de emparejamiento entre oferta y demanda. Pero, los esfuerzos por atacar los problemas estructurales del mercado laboral deben continuar si se quiere reducir permanentemente los niveles de tasas de desempleo de equilibrio de forma que un choque negativo, transitorio, a la actividad económica no genere un incremento importante y un posible deterioro permanente en las tasas de desempleo, como ocurrió luego de la crisis del final de siglo XX.

Las series contrafactuales que se derivan de esta descomposición de los diferentes choques pueden ser explotadas para análisis posteriores de los determinantes de cada componente. En investigaciones futuras será posible reconstruir el proceso histórico de forma diferencial que los distintos choques han ejercido sobre la *CB* en Colombia, de forma que la narrativa general que se desprende de este estudio pueda afinarse en sus detalles y en particular comprender las relaciones entre los choques que sufre la tasa de desempleo por la interacción entre el ciclo económico y las fricciones del mercado laboral. Una extensión evidente de este trabajo es entonces un modelo que estudie los efectos en la dinámica institucional y coyuntural de los salarios que son los grandes ausentes de este análisis.

Debido a que el modelo no trata explícitamente los efectos de posibles rigideces nominales ni incorpora un módulo que permita definir endógenamente el comportamiento de los salarios, el análisis de la relación entre los en la discusión detallada de los efectos sobre salarios porque introduciría ruido al tratamiento del problema. Estas conjeturas sugerentes sobre una dinámica de largo plazo del mercado laboral que se refleja en cambios estructurales pone en evidencia la necesidad de avanzar en un estudio que permita integrar el análisis de la curva de Beveridge al comportamiento de las variables nominales: precios y salarios. En particular, como una forma de aproximación al estudio de la *NAIRU* con fundamentos microeconómicos derivados del tipo de modelo teórico subyacente a este trabajo.

Referencias

Alfonso, V. (2015) "The cyclical behavior of separation and job finding rates in Colombia", *Borradores de Economía* No. 910, Banco de la República de Colombia.

Álvarez, A., & Hofstetter, M. (2012). *50 Years of Job Vacancies in Colombia: The Case of Bogota, 1960-2010*. Serie Documentos Cede, 2012-12.

Álvarez, A., & Hofstetter, M. (2014). *Job Vacancies in Colombia: 1976-2012*. IZA Journal of Labor & Development 3:15.

Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica* 61: 821–856.

Arango, L.-E. (2013) "Puestos de trabajo vacantes según anuncios de la prensa escrita de las siete principales ciudades de Colombia", *Borradores de Economía*, Banco de la República, Bogotá, No. 793, 2013.

Arango, L. E., García, A., & Posada, C. E. (2012). Inflación y desempleo en Colombia: Nairu y tasa de desempleo compatible con la meta de inflación 1984-2010. In L. E. Arango, & F. Hamann, *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*. (pp. 333-357). Bogotá: Banco de la República.

Arango, L. E., Posada, C. E. & Uribe, J. D. (2005). "Changes in the structure of urban wages in Colombia, 1984-2000," *Lecturas de Economía*, Universidad de Antioquia, Departamento de Economía, 63, pp: 9-42, Julio-Dic.

Archambault, R., & Fortin, M. (2001). *The Beveridge curve and unemployment fluctuations in Canada*. The Canadian Journal of Economics Vol. 34, No. 1, pp 58-81.

Ball, L., De Roux, N., & Hofstetter, M. (2011). *Unemployment in Latin America and the Caribbean*. NBER Working Paper Series.

Barnichon, R. (2010). *Building a composite Help-Wanted Index*. Economics Letters 109 (2010) 175-178.

Belani, D., García, P., & Pastén, E. (2002). *Curva de Beveridge, Vacantes y Desempleo: Chile 1986-2002.II*. Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile.

Benati, L., & Lubik, T. (2013). *The Time-Varying Beveridge Curve*. The Federal Reserve Bank of Richmond, Working Paper Series.

Bernal, R., & Cárdenas, M. (2003). *Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976-1996*. NBER Working Paper Series.

Blanchard, O., & Diamond, P. (1989). *The Beveridge Curve*. Brookings Papers on Economic Activity, Vol.1989, No. 1 pp.1-76.

Blanchard, O. & Quah, D. (1989) "The dynamics of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review* 79(4):655-673.

Bleakley, H., & Fuhrer, J. (1997). *Shifts in the Beveridge Curve, Job Matching and Labor Market Dynamics*. New England Economic Review (4-19).

Bonthuis, B., Jarvis, V., & Vanhala, J. (2013). *What's Going on Behind the Euro Area Beveridge Curve(s)?* Working Paper Series No. 1586/ September 2013. 2012 Structural Issues Report.

Daly, M., Hobijn, B., Şahin, A., & Valletta, R. (2012). *A Search and Matching Approach to Labor Markets: Did the Natural Rate of Unemployment Rise?* The Journal of Economic Perspectives, Vol. 26, No. 3, pp-3-26.

Diamond, P., & Şahin, A. (2014). *Shifts in the Beveridge Curve*. Federal Reserve Bank of New York, Staff Report No. 687.

Durán, J., & Mora, J. J. (2006). *Una aproximación empírica a la relación entre el desempleo y las vacantes para Popayán, 2001-2005*. Universidad de Antioquia, Lecturas de Economía, 65 (julio-diciembre), pp. 209-222.

Estevão, M., & Tsounta, E. (2011). *Has the Great Recession Raised U.S. Structural Unemployment?* IMF Working Paper. May 2011.

Elsby, Michael W. L., R. Michaels, & D. Ratner (2015). "The Beveridge Curve: A Survey." *Journal of Economic Literature*, 53(3): 571-630.

Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.

Groenewold, N. (2003). *Long-Run Shifts of the Beveridge Curve and the Frictional Unemployment Rate in Australia*. University of Western Australia.

Gujarati, D. (1972). *The Behaviour of Unemployment and Unfilled Vacancies: Great Britain, 1958-1971*. The Economic Journal, Vol. 82, No. 325 (Mar. 1972) pp.195-204.

Henao, M. L., & Rojas, N. (1998). *La tasa natural de desempleo en Colombia*. Departamento Nacional de Planeación. Archivos de macroeconomía. Documento 089.

Hobijn, B., & Şahin, A. (2013). *Beveridge Curve Shifts across Countries since the Great Recession*. Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series.

Hofstetter, M. (2012). *Otra mirada a los datos laborales urbanos colombianos: Muchas respuestas y algunas respuestas tentativas*. Banco de la República. Borradores de Economía. No. 739.

Llano, J., & Urrutia, M. (2012). *Los Actores en la Crisis Económica de fin de Siglo*. Bogotá, D.C.: Universidad de los Andes. Facultad de Economía.

Manacorda, M., & Petrongolo, B. (1999). *Skill Mismatch and Unemployment in OECD Countries*. *Economica* (1999) 66, 181-207.

Marcillo, E. V. (2012). *Cambio estructural y demanda de trabajo calificado en Colombia en el periodo 1950-2007*. Departamento Nacional de Planeación. Archivos de Economía. Documento 390.

Medina, C., Posso, C., & Tamayo, J. (2012). Dinámica de la demanda laboral en la industria manufacturera colombiana 1993-2009: una estimación panel VAR. In L. E. Arango, & F. Hamann, *El mercado de trabajo en Colombia: Hechos, tendencias e instituciones* (pp. 289-326). Bogotá: Banco de la República.

Mortensen, D. T., & Pissarides, C. A. (1994). *Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment*. *Review of Economic Studies*, 397-415.

Nickell, S., Nunziata, L., Ochel, W., & Quintini, G. (2002). *The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s*. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science. July 2002.

Ocampo, J. A., Pérez, M. J., Tovar, C., & Lasso, F. (1998). Macroeconomía, ajuste estructural y equidad en Colombia. 1978-1996. In E. Ganuza, L. Taylor, & S. Morley, *Política macroeconómica y pobreza en América Latina y el Caribe* (pp. 255-310). Madrid: Ediciones Mundi-Prensa.

Ortiz, C. H., Uribe, J. I., & Vivas, H. (2009). *Transformación industrial, autonomía tecnológica y crecimiento económico: Colombia 1925-2005*. Departamento Nacional de Planeación. Archivos de Economía. Documento 352.

Petrongolo, B., & Pissarides, C. (2001). *Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function*. *Journal of Economic Literature*, Vol XXXIX (June 2001), pp.390-431.

Pissarides, C. (2000). The Labor Market. In C. Pissarides, *Equilibrium Unemployment Theory* (pp. 3-36). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Şahin, A., Song, J., Topa, G., & Violante, G. (2012). *Mismatch Unemployment*. NBER Working Paper Series. August 2012.

Sánchez, F., Duque, V., & Ruiz, M. (2009). *Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007*. Documentos CEDE.

Santa María, M., García, F., & Mujica, A. V. (2011). Los costos no salariales y el mercado laboral: impacto de la reforma a la salud en Colombia. In S. María, & Mauricio, *Efectos de la Ley 100 en Salud: Propuestas de Reforma* (pp. 311-381). Bogotá D.C.: Fedesarrollo.

Shibata, I. (2013). *Is Labor Market Mismatch a Big Deal in Japan?* IMF Working Paper. WP/13/196.

Tamayo, J. A. (2008). *La tasa natural de desempleo en Colombia y sus determinantes*. Banco de la República. Borradores de Economía. No.491.

Thisse, J.-F., & Zenou, Y. (2000). *Skill Mismatch and Unemployment*. Economics Letters 69 (2000) 415-420.

Uribe, J. D. (2012). *Curva de Beveridge para Colombia: elementos para su construcción y análisis*. Bogotá: Revista del Banco de la República, Volúmen LXXXV, No. 1011.

Valletta, R. (2005). *Why Has the U.S. Beveridge Curve Shifted Back? New Evidence Using Regional Data*. Federal Reserve Bank of San Francisco.

Valletta, R., & Kuang, K. (2010). *Is Structural Unemployment on the Rise?* FRBSF Economic Letter. November 8, 2010.

Webster, E. (1999). *Labour Market Programs and the Australian Beveridge Curve: 1978 to 1997*. The Economic Record, Vol.75, No. 231, December 1999, 405-416.

Wooldridge, J. (2001). *Introducción a la Econometría*. México, D.F.: Thomson Learning.

Yashiv, E. (2008). "Beveridge curve." *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Segunda Edición. Palgrave Macmillan, Londres, 2008.

Anexo: pruebas de raíz unitaria

1. Resultados pruebas Hegy aplicadas sobre las variables sin desestacionalizar, tanto en niveles como en tasas. La hipótesis nula es que hay raíz unitaria.

Desempleados en niveles				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t) - Fr 0	-1.484	-3.48	-2.87	-2.57
Z(t) - Fr 1/2	-1.058	-2.58	-1.92	-1.59
Z(t) - L.Ann.	-2.27	-2.57	-1.9	-1.53
Z(t) - Annual	-1.11	-2.36	-1.66	-1.29
Joint Annual	3.275	4.76	3.12	2.37
All SEAS. fr.	2.602		2.75	2.19
All freq.	2.505		3.32	2.81

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

Vancantes en niveles				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t) - Fr 0	-1.09	-3.48	-2.87	-2.57
Z(t) - Fr 1/2	0.014	-2.58	-1.92	-1.59
Z(t) - L.Ann.	-1.453	-2.57	-1.9	-1.53
Z(t) - Annual	-0.12	-2.36	-1.66	-1.29
Joint Annual	1.062	4.76	3.12	2.37
All SEAS. fr.	0.708		2.75	2.19
All freq.	0.839		3.32	2.81

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

Poblacion economicamene activa en niveles				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t) - Fr 0	0.717	-3.48	-2.87	-2.57
Z(t) - Fr 1/2	-3.571	-2.58	-1.92	-1.59
Z(t) - L.Ann.	-4.173	-2.57	-1.9	-1.53
Z(t) - Annual	-2.56	-2.36	-1.66	-1.29
Joint Annual	12.959	4.76	3.12	2.37
All SEAS. fr.	14.191		2.75	2.19
All freq.	10.999		3.32	2.81

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

Tasa de vacantes				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t) - Fr 0	-2.148	-3.48	-2.87	-2.57
Z(t) - Fr 1/2	-0.864	-2.58	-1.92	-1.59
Z(t) - L. Ann.	-1.994	-2.57	-1.9	-1.53
Z(t) - Annual	-0.299	-2.36	-1.66	-1.29
Joint Annual	2.034	4.76	3.12	2.37
All SEAS. fr.	1.609 .		2.75	2.19
All freq.	2.326 .		3.32	2.81

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria

Tasa de desempleo				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t) - Fr 0	-1.826	-3.48	-2.87	-2.57
Z(t) - Fr 1/2	-1.503	-2.58	-1.92	-1.59
Z(t) - L. Ann.	-2.422	-2.57	-1.9	-1.53
Z(t) - Annual	-1.04	-2.36	-1.66	-1.29
Joint Annual	3.538	4.76	3.12	2.37
All SEAS. fr.	3.173 .		2.75	2.19
All freq.	3.18 .		3.32	2.81

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria

Desempleo en primeras diferencias de ln				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t) - Fr 0	-5.238	-3.48	-2.87	-2.57
Z(t) - Fr 1/2	-7.975	-2.58	-1.92	-1.59
Z(t) - L. Ann.	-10.513	-2.57	-1.9	-1.53
Z(t) - Annual	2.478	-2.36	-1.66	-1.29
Joint Annual	65.077	4.76	3.12	2.37
All SEAS. fr.	60.99 .		2.75	2.19
All freq.	57.155 .		3.32	2.81

No hay evidencia de raíz unitaria

Vancantes en primeras diferencias de ln				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t) - Fr 0	-5.042	-3.48	-2.87	-2.57
Z(t) - Fr 1/2	-6.122	-2.58	-1.92	-1.59
Z(t) - L.Ann.	-10.581	-2.57	-1.9	-1.53
Z(t) - Annual	2.293	-2.36	-1.66	-1.29
Joint Annual	64.248	4.76	3.12	2.37
All SEAS. fr.	52.929 .		2.75	2.19
All freq.	50.196 .		3.32	2.81

No hay evidencia de raíz unitaria

PEA en primeras diferencias de ln				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t) - Fr 0	-6.185	-3.48	-2.87	-2.57
Z(t) - Fr 1/2	-7.43	-2.58	-1.92	-1.59
Z(t) - L.Ann.	-10.181	-2.57	-1.9	-1.53
Z(t) - Annual	2.629	-2.36	-1.66	-1.29
Joint Annual	62.208	4.76	3.12	2.37
All SEAS. fr.	56.369 .		2.75	2.19
All freq.	58.448 .		3.32	2.81

No hay evidencia de raíz unitaria

2. Pruebas de Dickey Fuller aplicadas sobre las variables en niveles desestacionalizadas utilizando el algoritmo X-12. . La hipótesis nula es que hay raíz unitaria.

Vancantes				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-2.72	-3.494	-2.887	-2.577

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria

Desempleo				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-1.819	-3.493	-2.887	-2.577

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria

PEA				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	0.9	-3.493	-2.887	-2.577

No se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria

Vancantes en primeras diferencias de ln				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-13.096	-3.493	-2.887	-2.577

No hay evidencia de raíz unitaria

Desempleo en primeras diferencias de ln				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-13.17	-3.492	-2.886	-2.576

No hay evidencia de raíz unitaria

PEA en primeras diferencias de ln				
	Test	1%	5%	10%
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-14.858	-3.492	-2.886	-2.576

No hay evidencia de raíz unitaria

