



Disponible en www.sciencedirect.com

www.revistas.unam.mx/index.php/rca/

Contaduría y Administración 60 (2015) 631-650

 **Contaduría y
Administración**
INTERNACIONAL
www.contaduriayadministracionunam.mx/

La Ley de Okun y la flexibilidad laboral en México: un análisis de cointegración, 1997Q3-2014Q1[☆]

*The Okun's Law and the labor flexibility in Mexico: A cointegration
analysis, 1997Q3-2014Q1*

Eduardo Gilberto Loría Díaz de Guzmán*,
Emmanuel Alejandro Ramírez Guerra y Emmanuel Salas

Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México

Recibido el 20 de agosto de 2014; aceptado el 8 de enero de 2015

Disponible en Internet el 2 de julio de 2015

Resumen

La flexibilidad laboral se ha convertido en una condición en el mercado de trabajo. Se analiza el efecto que ha tenido sobre la tasa de desempleo en México (1997Q3-2014Q1). Se estima un VECM(4) inspirado en la Ley de Okun (1962) que incluye un índice de flexibilidad laboral definido como el cociente de contratos temporales a total de empleados en el mercado formal. Se obtiene una relación (elasticidad) negativa entre el PIB y la tasa de desempleo; sin embargo, el resultado más interesante radica en que la flexibilidad laboral, a diferencia de los que plantean numerosas investigaciones, ha aumentado notablemente la tasa de desempleo (elasticidad de 1.28).

Derechos Reservados © 2015 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0.

Palabras clave: Flexibilidad laboral; Ley de Okun; Cointegración; Vector de corrección de error; Ordenamientos de Cholesky; Exogeneidad débil

[☆] Este artículo es producto del proyecto de investigación «México: crecimiento, ciclos y precarización laboral, 1980-2020» (IN302514, DGPA, UNAM). Se agradecen los valiosos comentarios de los árbitros de la revista. Sin embargo, la responsabilidad de lo que se dice o se omite es nuestra.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: eduardol@unam.mx (E.G. Loría Díaz de Guzmán).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.012>

0186-1042/Derechos Reservados © 2015 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0.

Abstract

Because the labor flexibility has become an increasing condition in labor markets, we estimated the effect of labor flexibility on the unemployment rate in Mexico for 1997Q3-2014Q1. For this fact, we estimated a VECM(4) inspired on the Okun's Law which includes a labor flexibility index, measured by the ratio of the temporary contracts to the total employees in the formal labor market. As expected by the Okun's Law (1962), we found a negative relationship between GDP and the unemployment rate. However, the most interesting result is that the labor flexibility index exhibits an increasing effect on the unemployment rate with an elasticity of 1.28.

All Rights Reserved © 2015 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. This is an open access item distributed under the Creative Commons CC License BY-NC-ND 4.0.

Keywords: Labor flexibility; Okun's law; Cointegration; Vector error correction; Cholesky ordering; Weak exogeneity

Introducción

Las políticas de flexibilidad laboral han sido tema de discusión desde hace décadas por las posturas tan encontradas acerca de los beneficios y perjuicios de su implementación, además que los países industrializados han marcado la pauta en la legislación de estas políticas que tienen como objetivo aumentar la competitividad empresarial, que faciliten la contratación en épocas de bonanza y el despido en épocas de recesión para disminuir costos y evitar quiebras. Es decir, la flexibilidad laboral es la capacidad de la fuerza de trabajo de adaptarse y ajustarse al entorno económico, tecnológico y social (OCDE, 1986; OIT, 1986).

Investigaciones que abordan el impacto de la flexibilidad laboral en los mercados laborales (Botero, Djankov, la Porta, Lopez-de-Silanes y Shleifer, 2004; Heckman y Pagés-Serra, 2000) sostienen que las instituciones y la legislación laboral tienen un efecto directo en el desempeño de los mercados de trabajo. Para el caso de México, Chiquiar y Ramos-Francia (2009) señalan que la legislación laboral mexicana es rígida, por lo que ha debilitado la competitividad, afectando así la atracción y la generación de inversión, lo que se ha traducido en la baja utilización del capital humano hacia sus usos más productivos.

Asimismo, Lee (2000), Cazes, Verick y al-Hussami (2012) y Balakrishnan, Das y Kannan (2010) han vinculado la Ley de Okun con la flexibilidad laboral en el sentido de que, además de factores como el cambio tecnológico y el mayor adiestramiento en el empleo, también puede impactar al crecimiento del PIB y reducir la tasa de desempleo, así como que también factores institucionales del mercado de trabajo tienen mucho que decir sobre el desempeño macroeconómico y la Ley de Okun.

Las políticas de flexibilidad laboral tuvieron alta relevancia en la política económica en los años setenta durante la *estanflación* (Shapiro, 1987) y como solución a la *euroesclerosis* durante los años ochenta (Giersch, 1985), por lo que la estrategia de flexibilizar los mercados de trabajo brindó ciertas mejoras para la reducción de la tasa de desempleo. Ejemplo de ello fueron las políticas de Ronald Reagan en Estados Unidos (Blank, 1994) y Margaret Thatcher en el Reino Unido (Blanchflower y Freeman, 1994). En años recientes, la flexibilidad laboral parecía una estrategia adecuada para reducir el desempleo. Sin embargo, la crisis mundial de 2008 dejó ver la otra cara de la moneda, ya que países con alta apertura comercial y mercados laborales flexibles, como Irlanda y España, sufrieron una devastadora pérdida de empleos que hizo que se recuperaran tasas

de desempleo previas a la aplicación de esas políticas. Por lo tanto, otras posturas se mantienen escépticas hacia la conveniencia de estas políticas de flexibilidad (Freeman, 2010, y Betcherman, 2012).

México no ha sido un caso aislado en este tema, ya que el 30 de noviembre del 2012 fue publicada en el Diario Oficial de la Federación la reforma laboral, en la que se modificó la Ley Federal del Trabajo de 1970 con el argumento de que esta reforma elevaría la generación de empleos con la inclusión de jóvenes y mujeres al mercado formal de trabajo. Sin embargo, al menos desde la década pasada, se han venido aplicando *de facto* algunas políticas de flexibilidad laboral en el sector formal.

El presente trabajo estima un Modelo de Corrección de Error, VECM(4), inspirado en la Ley de Okun, que añade un índice de flexibilidad laboral que refleja la facilidad de contratación y despido a partir de la razón de contratos temporales sobre el total de trabajadores en el sector formal. El modelo nos permite cuantificar el efecto de la flexibilidad sobre la tasa de desempleo, además de probar la consistencia empírica de la Ley de Okun para México. Los resultados muestran que la relación crecimiento tasa de desempleo al crecimiento del PIB es negativa (-0.102), como era de esperarse a partir de la Ley de Okun. Sin embargo, el principal resultado de esta investigación es que la flexibilidad laboral ha elevado la tasa de desempleo, al exhibir una alta elasticidad (1.28).

El trabajo consta de 5 partes restantes. La primera parte aborda conceptos y un marco analítico vinculado a la Ley de Okun y la flexibilidad laboral. La segunda parte presenta un debate sobre la flexibilidad laboral. El siguiente apartado da una perspectiva de la experiencia internacional. La cuarta sección presenta un análisis de la flexibilidad laboral en México. En la quinta sección se estima el modelo econométrico y se discuten los resultados principales. Por último, se presentan las conclusiones y se derivan algunas líneas de análisis.

La Ley de Okun y la flexibilidad laboral: una revisión conceptual

A pesar de que existen diferentes tipos de desempleo debido a su naturaleza¹, esta condición puede ser extremadamente desfavorable debido a la susceptibilidad de problemas de carácter social que están vinculados a esta situación. En lo que respecta a la teoría económica, el crecimiento del PIB es un factor determinante que reduce la tasa de desempleo, y a este concepto se le conoce como la Ley de Okun.

El trabajo seminal de Okun (1962) plantea una relación causal bidireccional negativa entre el crecimiento del producto interno bruto y la variación de la tasa de desempleo. En su artículo aplicado para la economía estadounidense (1947-1960)², Okun calcula a partir de su modelo de primeras diferencias que, por cada punto porcentual de aumento en el crecimiento del producto, la tasa de desempleo disminuye en 0.3%, al igual que el aumento de un punto porcentual de la tasa de desempleo disminuye en 3.3% el crecimiento del producto.

Se han hecho muy diversas aplicaciones a países de distinto grado de desarrollo, encontrando una importante regularidad en la relación establecida por la Ley de Okun (Loría y Ramos, 2007; González, 2002; Rodríguez, 2001; Paldam, 1987; Abril, Ferullo y Gaínza, 1996; Moosa, 1997; Lee, 2000; Schnabel, 2002; Loría, Ramos, Libreros y Salas, 2013). Sin embargo, algunos autores, como Knotek (2007), han propuesto que el parámetro de Okun ha mostrado variación a

¹ Desempleo friccional, estacional, estructural y cíclico.

² Aunque Okun (1962) estima 3 modelos econométricos (modelo de primeras diferencias, modelo de brechas y modelo de tendencia y estacionalidad), el modelo más citado en la literatura es el primero, posiblemente por su sencillez conceptual y estadística.

largo plazo y entre países, además de presentar asimetrías de acuerdo a las etapas del ciclo de negocios.

Es así que algunos autores se han enfocado a las variaciones del coeficiente de Okun entre países y el tiempo desde una perspectiva de los mercados laborales y de políticas de flexibilidad laboral. Lee (2000) interpreta que las diferencias de los coeficientes de la Ley de Okun entre Estados Unidos y los países europeos industrializados de la OCDE son resultado de factores estructurales de sus mercados de trabajo, por lo que economías con mercados laborales rígidos poseen altas tasas promedio de desempleo. Cazes et al. (2012) sostienen que, durante la crisis financiera (2007-2010), economías con instituciones más flexibles en sus mercados laborales como Estados Unidos, Canadá y España, tuvieron mayor variación en los coeficientes de Okun a diferencia de aquellos países con instituciones laborales que brindan mayor protección al empleado, como Alemania, Italia y Japón. Así, los países de la OCDE con menor protección al empleado sufrieron un aumento mayor en el desempleo y caída del PIB que los países con alta protección al empleado. Al respecto, Balakrishnan et al. (2010) subrayan que en los países industrializados la respuesta del desempleo al crecimiento económico se ha incrementado en los últimos 20 años, dado que se ha hecho menos estricta la protección laboral.

Por este motivo, se puede intuir que existen algunos mecanismos institucionales en los mercados de trabajo que, además del PIB, pueden tener impacto sobre la tasa de desempleo, como son las políticas de flexibilidad laboral. Sin embargo, este tipo de políticas han sido seriamente debatidas en perspectivas tanto de teoría económica como en políticas públicas y organización empresarial, por lo que la presente investigación tiene como uno de sus objetivos principales dilucidar algunos de los efectos de la flexibilidad laboral sobre la tasa de desempleo en México.

El concepto de la flexibilidad laboral toma relevancia como remedio al desempeño de los mercados laborales europeos durante los años ochenta. Giersch (1985) caracterizaba al problema de la economía europea por la baja reacción de la oferta, ocasionando importantes pérdidas económicas y sociales. Esta baja reacción se atribuía a políticas laborales de un Estado benefactor, ya que políticas como seguros por desempleo y altos costos laborales inhibían la búsqueda de trabajo y creaban ineficiencias que afectaban al desempeño económico de la Comunidad Europea, por lo que se argumentaba que las rigideces se habían convertido en obstáculos para el restablecimiento del crecimiento económico y la reducción de la inflación (Lagos, 1994).

Es por este motivo que para aumentar la productividad se priorizó flexibilizar los mercados de trabajo. Y para efectos económicos, estas políticas proponen que ante choques relevantes, salarios y empleos deben ajustarse para recuperar y reducir los costos de equilibrio (Shapiro, 1987).

La OCDE (1986) define que «la flexibilidad del mercado de trabajo es la capacidad que tienen los particulares e instituciones de salirse de las vías establecidas y adaptarse a las nuevas circunstancias económicas, sociales y tecnológicas». En este sentido, Cervantes (2012: 36-37) señala que la flexibilidad laboral ha surgido como una consecuencia de la reestructuración productiva mundial, y señala que la flexibilidad laboral se puede categorizar en 4 modalidades:

- *Flexibilidad salarial.* Se dirige a evadir el pago de salarios mínimos y a emplear trabajadores con el criterio de calificaciones, con o sin el consentimiento del sindicato.
- *Flexibilidad numérica y de mano de obra periférica.* Se refiere a la capacidad del empleador para ajustar al personal (despido), al flexibilizar las medidas de protección al empleo.
- *Flexibilidad de tiempo de trabajo.* Consiste en poder fragmentar, modificar, suprimir y olvidar la jornada laboral vigente estableciendo otros criterios de contratación, como: a tiempo parcial,

por horas, trabajo nocturno, manejabilidad de los días de descanso y de las vacaciones, por mencionar solo algunos.

- *Flexibilidad funcional*. El objetivo es poder mover a los trabajadores a diferentes espacios y puestos laborales y que también puedan realizar distintas tareas. A esto se le llama multifuncionalidad o polivalencia del trabajador.

Por otro lado, y de manera complementaria, las investigaciones cuantitativas sobre la flexibilidad laboral utilizan las siguientes tipologías de medición:

- *Índices de flexibilidad laboral nominal*. Son indicadores de carácter cualitativo que miden las condiciones de trabajo de acuerdo a la legislación laboral vigente (Botero et al., 2004; Heckman y Pagés-Serra, 2000; Deakin, Lele y Siems, 2007; Ros, 2013).
- *Índices de flexibilidad laboral de opinión*. Son indicadores híbridos de tipo cualitativo, ya que utilizan la cuantificación de factores legislativos laborales e incorporan el punto de vista de una red global de informantes expertos en la materia (Ochel, 2009).
- *Índices de flexibilidad laboral factual*. Son aquellos indicadores de carácter cuantitativo que muestran la realidad económica del mercado de trabajo, tales como: salario medio real, salario mínimo real, tasa de sindicalización, prestaciones laborales, contratos temporales.

En este trabajo se propone que los indicadores de flexibilidad laboral nominal y de opinión no logran captar la realidad del mercado de trabajo en México ante la ineficiencia institucional y la imposibilidad del empate entre la regulación legislativa y la regulación real en el mercado de trabajo, por lo que utilizaremos un indicador de flexibilidad laboral factual que comprenda la tasa porcentual de trabajadores eventuales al total de trabajadores en el sector formal, siendo este un indicador de flexibilidad laboral numérica que representa la facilidad de contratación y despido en el mercado formal de trabajo en México.

La flexibilidad laboral: un debate

Instituciones internacionales como el Banco Mundial, la OCDE, el Foro Económico Internacional y el Instituto Fraser, a través de sus reportes anuales y sus rankings de flexibilidad de los mercados de trabajo, han abordado a la flexibilidad laboral como un mecanismo institucional que puede aportar ventajas competitivas a las economías.

Botero et al. (2004) concluyen que los países con una legislación laboral rígida e ineficiencia institucional incurrir en distorsiones de mercado, además de que los gobiernos de centroizquierda tienden a ser más proteccionistas a partir del fortalecimiento de los sindicatos³. Heckman y Pagés-Serra (2000) concluyen que la legislación que tiene un alto grado de protección al empleado ha creado efectos de inequidad en la distribución del empleo, ya que la ley beneficia a los *insiders* (empleados) a costa de los *outsiders* (desempleados o nuevos entrantes), impidiendo que jóvenes, mujeres y algunos grupos marginales puedan incorporarse al mercado laboral. Por lo tanto, este tipo de legislación en países de América Latina y el Caribe puede estar afectando la eficiencia de sus mercados laborales.

³ Los autores determinan que los países que se rigen por la tradición legal francesa, basada en el derecho romano, tienen una legislación más rígida que los países que siguen la tradición legal inglesa, que se fundamenta en el derecho consuetudinario.

Lindbeck y Snower (1986) sostienen que existen mejores oportunidades de empleo para los *insiders* que impiden la entrada de los *outsiders*, por lo que en un modelo de libre mercado las únicas barreras serán los costos de entrenamiento y el tiempo necesario para que el nuevo empleado alcance mayor productividad. De modo que en economías más liberalizadas se generará una baja tasa de desempleo, y en economías con alta protección al empleado y fuertes sindicatos, la productividad es baja y los empleadores se desincentivarán a aumentar el empleo por los altos costos laborales, por lo que las barreras a la entrada en los mercados de trabajo rígidos son mayores y provocan a su vez mayores tasas de desempleo.

Para el caso de México, Chiquiar y Ramos-Francia (2009:14) subrayan que «el mercado laboral en México es un buen ejemplo de rigideces de mercado. Varias de las restricciones que actualmente existen, tales como las dificultades para crear contratos de trabajo flexibles y los altos costos de despido, pudieran limitar la flexibilidad con la que los recursos en este mercado no son asignados hacia sus usos más productivos y pudieran estar reduciendo los incentivos de invertir en capital humano, afectando así la productividad agregada y el crecimiento potencial». En el mismo sentido, la OCDE (2012) señalaba que México tenía una ley laboral de 1970 que le restaba competitividad, por lo que necesitaba una reforma laboral para mejorar la productividad.

Por otro lado, hay posturas que se mantienen escépticas de la flexibilización en los mercados de trabajo. Conde-Ruiz, Felgueroso y García-Pérez (2010) sostienen que la economía española ha tenido alta volatilidad en la creación y destrucción de empleos como ajuste a los ciclos económicos a causa del modelo de flexibilidad laboral. Betcherman (2012) sostiene que a pesar de las políticas institucionales de flexibilidad laboral, los convenios entre empleador y empleado podrían dejar a la legislación en un segundo plano y encontrar un punto acorde a sus intereses. Freeman (2010) establece que «en suma, no existe un apoyo fuerte para la proposición de que las instituciones laborales afectan el crecimiento económico positiva o negativamente».

Por su parte, Ros (2013) señala que el mercado laboral mexicano es flexible *de facto* a pesar de tener una legislación con protección al empleado, ya que indicadores como el salario mínimo real del sector manufacturero y la tasa de sindicalización han mostrado una tendencia a la baja. Por su parte, Bensusán (2006: 128) afirma que «el caso de México muestra en cambio las consecuencias de conservar un sistema laboral marcadamente rígido [. . .] con un sistema de inspección débil, inestable y fragmentado, sin transparencia ni recursos proporcionales a la responsabilidad que se le asigna y un sistema de jurisdicción laboral afectado por la corrupción y la ineficiencia».

La experiencia internacional

La estrategia de flexibilización laboral en los años ochenta aplicada por Ronald Reagan en Estados Unidos y Margaret Thatcher en el Reino Unido redujo la tasa de desempleo notablemente en comparación con países de alta protección al empleado, como Francia e Italia (fig. 1).

Reagan redujo el tamaño del sector público y equiparó los altos sueldos de algunos funcionarios a los del sector privado (Blank, 1994), y Margaret Thatcher estableció relaciones de trabajo más competitivas a fin de mejorar la empleabilidad del capital humano. Las reformas thatcheristas redujeron el poder de los sindicatos, incrementaron el autoempleo, aumentaron las oportunidades de empleo (básicamente de las mujeres) y redujeron los seguros al desempleo. Todo ello se tradujo en un mejor ajuste del empleo y los salarios a las condiciones económicas. Sin embargo, estas reformas fallaron en las oportunidades de empleo para los hombres, y aumentó la desigualdad salarial y los contratos temporales (Blanchflower y Freeman, 1994).

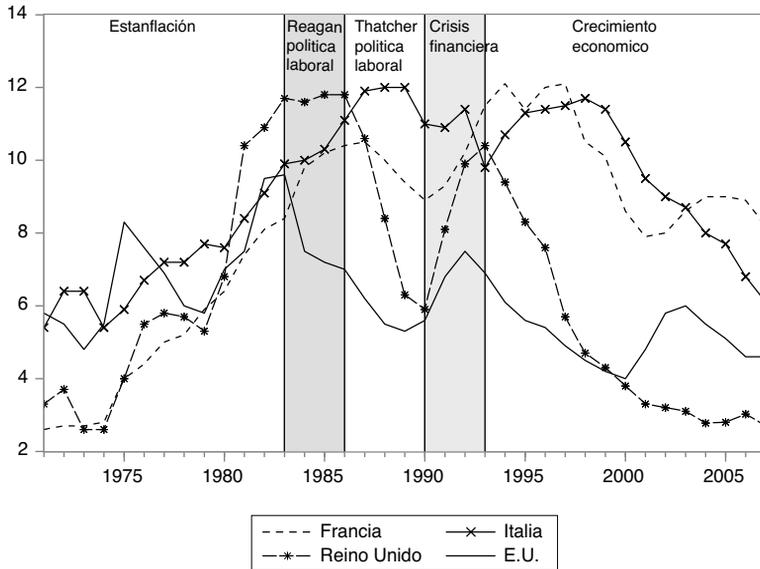


Figura 1. Tasa de desempleo en Estados Unidos, Reino Unido, Francia e Italia (1971-2007).

Fuente: Laborsta (2014).

Ejemplos de países europeos que posteriormente siguieron este tipo de políticas fueron Irlanda y España. El éxito de estos países fue incluso denominado como milagros económicos, ya que lograron una convergencia de bienestar económico con los demás países de la Unión Europea.

Irlanda fue un caso excepcional de crecimiento económico a principio de los años noventa, ya que le dio apertura a sus mercados y en 1987 aplicó «el programa de recuperación nacional» con preceptos laborales enfocados a la reducción del sector público y de los sindicatos, además de lograr acuerdos laborales de aceptar una reducción en el crecimiento de los salarios nominales a cambio de reducción en las tasas de impuestos. El éxito económico de Irlanda fue a partir de altos montos de inversión extranjera directa, inversión en educación, incorporación de nueva tecnología, mayor participación de la mujer en el mercado de trabajo e influjo de inmigrantes. De esta manera, fue tal el éxito económico irlandés, que en 2004 el *Economist Unit Intelligence* declaró a Irlanda como el país con mejor calidad de vida (Bienowski, Brada y Radlo, 2006).

El segundo caso de éxito económico en los años noventa fue España, que tuvo una importante apertura económica mostrándose como uno de los países más abiertos de la OCDE, ya que el índice de apertura creció del 37.5% en 1986 al 56% en 1999 (Aguado, 2006). En materia laboral, la reforma de 1984 fue un punto de inflexión para la mayor generación de contratos eventuales y modificación en la jornada de trabajo con el objetivo de ajustar la fuerza de trabajo a la dinámica de la economía española (Aragón, 2012). El pilar del crecimiento económico en España fue el sector de la construcción, por lo que al ser una actividad intensiva en mano de obra y con bajo nivel de cualificación, la generación de empleos se basó en una modalidad de contratación que incorporaba bajo valor agregado con alta rotación de personal (Loría et al., 2013).

Durante los años noventa, la flexibilidad laboral combinada con altas tasas de crecimiento trajo una baja sustantiva en la tasa de desempleo en estos países, con lo que la propuesta de flexibilizar los mercados laborales parecía una política adecuada. Sin embargo, con la crisis de 2008 la pérdida de empleos en España e Irlanda fue devastadora. La tasa de desempleo de Irlanda pasó del 5%

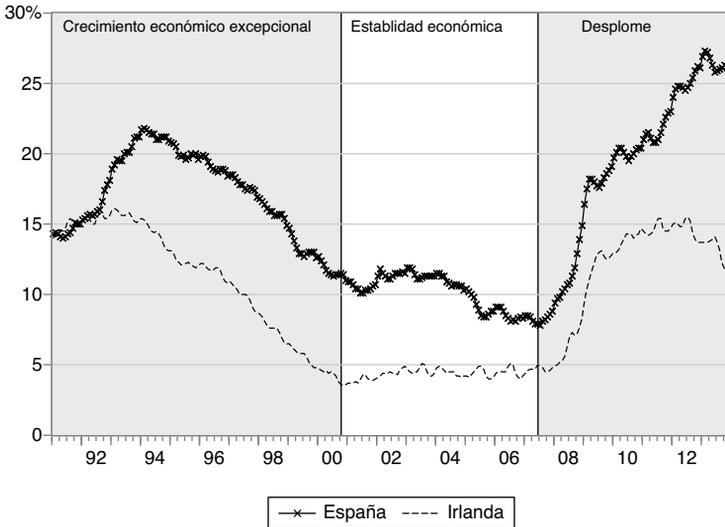


Figura 2. Tasa de desempleo (1991M01-2013M12).

Fuente: FRED (2014).

en 2007M06 al 11.7% en 2013M12, y en España los resultados fueron aún peores, ya que la tasa de desempleo pasó del 7.9% en 2007M05 al 25.6% en 2013M12 (fig. 2). Es decir, parecería que las condiciones macroeconómicas posteriores a 2008 llevaron a una normalización de la tasa de desempleo.

La flexibilidad laboral en México: hechos estilizados

Diferentes economías, incluyendo la mexicana, han optado desde los ochenta y noventa por estrategias económicas enfocadas a la estabilidad macroeconómica a través de un papel gubernamental discrecional, orientando sus políticas de desarrollo hacia la apertura comercial y la atracción de flujos de inversión. Por lo tanto, la flexibilidad en estos mercados de trabajo ha sido una condición para eliminar obstáculos y ajustar la capacidad productiva y la disponibilidad de la fuerza laboral a fluctuaciones económicas (De la Garza y Bouzas, 2002).

En México, el 30 de noviembre del 2012 entró en vigor una reforma en materia laboral, que entre los principales cambios a la Ley Federal del Trabajo plantea la regulación del *outsourcing*, contratos temporales a prueba y pagos por jornada laboral reducida, bajo el supuesto que estos mecanismos tendrían la capacidad de insertar a jóvenes y mujeres al mercado laboral.

Sin embargo, previo a esta reforma, el sector formal ya era flexible *de facto*; ejemplo de ello es el mayor uso de contratos temporales promovido por la subcontratación entre otros mecanismos empresariales. De esta manera, investigaciones que utilizan a los índices de flexibilidad laboral factual indican que el mercado laboral en México se ha flexibilizado. Un ejemplo es la disminución de la tasa de sindicalización de México, que pasó del 18.5% en 1987 al 13.2% en 2011 (Visser, 2011). Además, otra estadística vinculada a este hecho es la tendencia a la baja en el número de huelgas, así como los trabajadores involucrados en ellas para 1989M1-2014M03 (STPS, 2014).

Desde la crisis de 1995, una de las características del empleo en México es el mayor uso de contratos temporales en el sector formal. Es así que esta variable viene a ser un índice de flexibilidad laboral factual que permite conceptualizar la facilidad de contratación y despido bajo

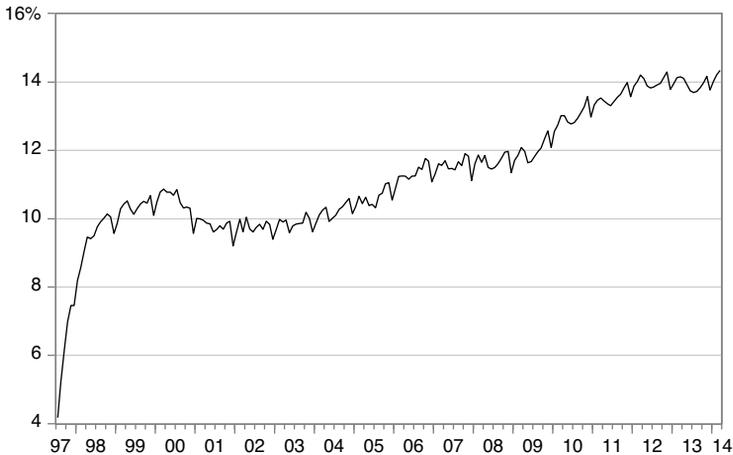


Figura 3. Tasa de participación de los contratos eventuales en el sector formal, 1997M7-2014M03.

Fuente: Elaboración propia con datos de la STPS (2014).

la modalidad de empleos eventuales (flexibilidad laboral numérica), que se define como la relación del empleo eventual respecto al total del sector formal de la economía:

$$\text{Índice de flexibilidad laboral numérica} = \left(\frac{\text{Empleo eventual formal}}{\text{Empleo formal total}} \right) \times 100 \quad (1)$$

$$\text{Empleo formal total} = \text{Empleo eventual formal} + \text{Empleo permanente formal} \quad (2)$$

El término «empleados eventuales» se regulariza a partir de la reforma a la ley del Seguro Social en 1995; sin embargo, este cambio no se refleja sino hasta 1997 en el artículo 5A, fracción VII del Seguro Social (1995), por lo que en 1997 el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) se dio a la tarea de la divulgación estadística acerca de sus afiliados y su status laboral. En la presente investigación se utilizaron desde las primeras cifras disponibles sobre los afiliados eventuales del IMSS en 1997Q3 hasta 2014Q1⁴.

Se utilizan los del IMSS que se publican a través de la Secretaría de Trabajo y Previsión Social (STPS), y es de notar que la proporción de los empleos eventuales respecto al total en el sector formal ha aumentado notablemente, del 4.18% al 14.3% durante 1997M07-2014M03 (fig. 3). Este índice presenta clara estacionalidad durante los meses de febrero, marzo, abril, octubre y noviembre⁵.

La estacionalidad del índice se debe particularmente a la influencia de la industria de la construcción, del sector comercio y del sector agrícola. Por otro lado, los 2 primeros presentan una marcada estacionalidad en septiembre, octubre y noviembre, y el sector agrícola, en febrero marzo y abril.

Cabe señalar que existe un relevante aumento del índice de flexibilidad para el periodo 1997M07-2000M07, que pasó del 4.2% al 10.9%. Es muy probable que después de la crisis

⁴ Esto justifica el periodo de análisis a requerimiento de un árbitro de la revista. La base de datos del IMSS reporta los empleos eventuales y permanentes desde 1997 como estadísticas de soporte al empleo, después de que esta modalidad de contratación fue incluida en la nueva Ley del Seguro Social en 1997.

⁵ Estacionalidad calculada por el procedimiento de medias móviles: ene = 0.987, feb = 1.01, mar = 1.012, abr = 1.016, may = 0.991, jun = 0.985, jul = 0.991, ago = 0.999, sept = 1, oct = 1.022, nov = 1.027, dic = 0.954.

Tabla 1
Prueba de raíces unitarias

| Variables | | Augmented Dickey Fuller | | | Philips-Perron | | |
|-------------|---------|-------------------------|-----------|-----------------------|----------------|-----------|-----------------------|
| | | Nada | Constante | Constante y tendencia | Nada | Constante | Constante y tendencia |
| ur | t-value | 0.165 | -1.685 | -3.719* | 0.029 | -2.176 | -4.065* |
| | Prob | 0.730 | 0.433 | 0.028* | 0.688 | 0.216 | 0.011* |
| Δ ur | t-value | -3.009* | -3.005* | -2.972 | -14.683* | -14.589* | -14.524* |
| | Prob | 0.003* | 0.039* | 0.148 | 0* | 0* | 0.0001* |
| y | t-value | 2.425 | -0.596 | -3.886* | 4.672 | -1.266 | -4.681* |
| | Prob | 0.996 | 0.863 | 0.018* | 1 | 0.640 | 0.001* |
| Δ y | t-value | -2.310* | -3.647* | -3.614* | -12.914* | -15.385* | -15.243* |
| | Prob | 0.021* | 0.007* | 0.036* | 0* | 0* | 0.0001* |
| i | t-value | 1.101 | -0.111 | -4.534* | 1.417 | -4.749* | -7.182* |
| | Prob | 0.927 | 0.942 | 0.003* | 0.959 | 0.0002* | 0.000* |
| Δ i | t-value | -1.595 | -1.946 | -2.234 | -16.025* | -17.881* | -21.609* |
| | Prob | 0.103 | 0.309 | 0.461 | 0.000* | 0.000* | 0.0001* |

H_0 : la variable tiene raíz unitaria

* Rechazo de raíz unitaria al 1%.

Véanse pruebas de raíz unitaria con cambio estructural en el anexo estadístico.

de 1995 la recuperación del empleo formal ocurriera bajo la modalidad de contratos eventuales (CEPAL, 2006). Además, este hecho se acentúa por la entrada del Tratado de Libre Comercio para América del Norte (TLCAN) bajo la modalidad de contratación flexible diseñada para la industria manufacturera, en específico para la maquila (Bouzas y de la Garza, 1998). Otro rasgo importante es que el número de eventuales cae durante la recesión de 2001-2003; y a partir de finales del 2005, el índice sigue una clara trayectoria de crecimiento.

Las principales causas de índole microeconómica para la contratación eventual en México son:

- El ajuste de la fuerza de trabajo a las variaciones productivas estacionales y cíclicas.
- Decisiones de carácter institucional para la reducción de sindicatos y disminución de costos de producción.
- Decisiones para la organización del trabajo.
- La subcontratación como delegación de responsabilidad contractual.

El modelo de la Ley de Okun y la flexibilidad laboral

Con una muestra trimestral para 1997Q3-2014Q1 se definió el siguiente conjunto de información $X_t = \{UR_t, I_t, Y_t\}$ ⁶. Las variables se expresan en logaritmos, por lo que en adelante la notación será en minúsculas (fig. 4). Para tener un periodo de estimación más amplio se utilizó la tasa de desempleo urbana de 32 ciudades (INEGI, 2014) y se homogenizó la periodicidad de las 2 primeras variables a observaciones trimestrales por medias aritméticas.

En virtud de que las series son integradas de orden 1 (I(1)), o no estacionarias, como se demuestra la tabla 1, se aplicó el procedimiento de cointegración de Johansen (1988), y con base en los criterios de información de Akaike-Schwartz y Hannan-Quinn se encontró un vector

⁶ UR_t = tasa de desempleo; I_t = índice de flexibilidad; Y_t = producto interno bruto real a precios de 2008.

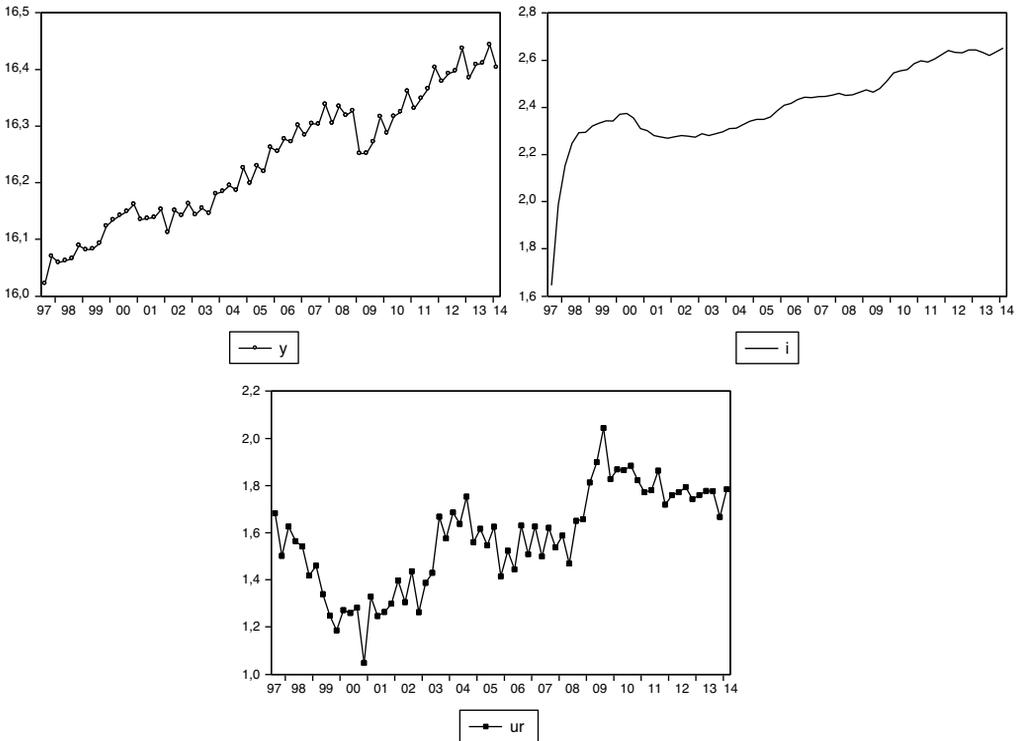


Figura 4. PIB real base 2008 (y), índice de flexibilidad laboral (i) y tasa de desempleo (ur), 1997Q3-2014Q1. Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI (2014) y la STPS (2014).

de cointegración sin constante, con un óptimo de 4 rezagos. Además, se incluyeron 2 variables dicotómicas (D_{1t}, D_{2t})⁷.

De esta manera, se estima un VECM(4) con la siguiente expresión en su forma reducida:

$$\Delta X_t = \prod_i \Delta X_{t-1} + \pi X_{t-1} + \phi D_{1t} + \phi D_{2t} + \varepsilon_t;$$

donde:

$$\pi = \alpha\beta'$$

De lo que resulta la siguiente ecuación normalizada sobre la tasa de desempleo en el vector de cointegración ($\beta' X_{t-1}$) que, en principio, supone que las otras variables son débilmente exógenas:

$$ur_t = 1.28 * i_t - 0.102 * y_t + e_t$$

(t) (21.52) (-11.47)

MCE : -0.162, t = 2.41

⁷ Dummy01: 1988Q4=-1, 1999Q1=-1, 2000Q1=-1, 2000Q4=1, 2001Q1=-1, 2003Q3=-1, 2003Q4=-1, 2004Q1=-1, 2008Q4=-1, 2009Q1=-1, 2009Q2=-1, 2010Q4=-1; Dummy02: 1988Q4=1, 2000Q1=-1, 2000Q4=1, 2002Q2=-1, 2005Q1=1, 2005Q2=1, 2005Q3=1, 2006Q4=-1, 2007Q2=-1, 2009Q1=1, 2009Q2=1.

1 vector de cointegración; Traza = 10.376(0.103); Max Eigen = 10.011(0.081). 2 tendencias comunes, raíz máxima: 0.972⁸; Urzua = 28.050(0.305); Doornik-Hansen = 7.360(0.288); Lütkepohl = 6.104(0.411); LM(6) = 7.374(0.598); Portmanteau(6) = 24.243(0.061); White n.c. = 171.608(0.660).

Como se observa, las pruebas de correcta especificación se cumplen cabalmente. El vector de cointegración tiene el sentido económico de ser la ecuación de largo plazo entre las variables, y el mecanismo de corrección de error (MCE) funciona como el elemento equilibrador de corto plazo.

El vector de cointegración expresa las elasticidades de la tasa del crecimiento del PIB y del índice de flexibilidad al crecimiento del desempleo. En el primer caso, ante el crecimiento de un 1% en el PIB, la tasa de desempleo decrece en 0.102%. Por otro lado, la elasticidad del desempleo a la flexibilidad laboral determina que ante un crecimiento de este índice en 1%, la tasa de desempleo crece en 1.28%.

Cabe señalar que la elasticidad negativa, si bien prueba la Ley de Okun, su bajo valor ejemplifica a una economía intensiva en mano de obra a causa de su amplio sector informal (Loría y Ramos, 2007). Sin embargo, el resultado que resalta es que la flexibilidad laboral, a partir de contratos temporales en la economía mexicana, ha aumentado notablemente la tasa de desempleo con una elasticidad significativamente alta. Este resultado se contrapone a numerosos argumentos que promueven políticas de flexibilidad en los mercados laborales, por lo que iniciativas de flexibilidad laboral en México han sido contraproducentes para el abatimiento del desempleo y para la reactivación del crecimiento del PIB.

En virtud de que el mecanismo de corrección de error cumple con la condición de ser negativo y menor que la unidad en términos absolutos, corrige las desviaciones en la relación de largo plazo. Sin embargo, su bajo valor significa que existe un ajuste muy lento para recuperar el equilibrio. Además, ya que solo un parámetro cumple con estas condiciones, se concluye que las otras variables cumplen con la condición de exogeneidad débil, lo que implica que las variables no se determinan simultáneamente y el sistema multiecuacional del VECM se puede representar en el modelo uniecuacional ya expresado en la ecuación del desempleo.

Se verifican los signos de los parámetros del vector de cointegración por el análisis impulso-respuesta que se presentan en la *figura 5*⁹.

De este análisis se derivan varios resultados muy relevantes. Primero, en la respuesta de u_r a u_r , se observa un claro efecto de histéresis; es decir, una vez que el desempleo es chocado, mantiene un efecto permanente, no regresa a su nivel previo. Por otra parte, la respuesta de u_r a y implica que ante un choque positivo de una desviación estándar del crecimiento del PIB, la tasa de desempleo disminuye instantáneamente, pero el efecto se vuelve estadísticamente significativo en el periodo 4 para después recuperar su equilibrio en torno a la media a partir del periodo 7, aunque el efecto deja de ser significativo. Llama la atención la alta estacionalidad de ambas variables. Además, a un choque del índice de flexibilidad, respuesta de i a u_r , la tasa de desempleo aumenta inmediata y permanentemente para después estabilizarse en el periodo 13¹⁰. Por último, la respuesta de i a

⁸ Este estadístico comprueba la estabilidad dinámica del sistema.

⁹ Con el fin de que el orden de las variables no afectara los resultados se utilizó el procedimiento de Pesaran y Shin (1998), y mediante Bootstrap se calcularon las bandas de confianza para determinar la significancia estadística de los impulsos.

¹⁰ No obstante, la respuesta se hace significativa a partir del trimestre 8; es decir, hay un efecto de rezago importante, cuya explicación rebasa el objetivo de este trabajo, aunque por su gran importancia bien merece un esfuerzo expreso de investigación.

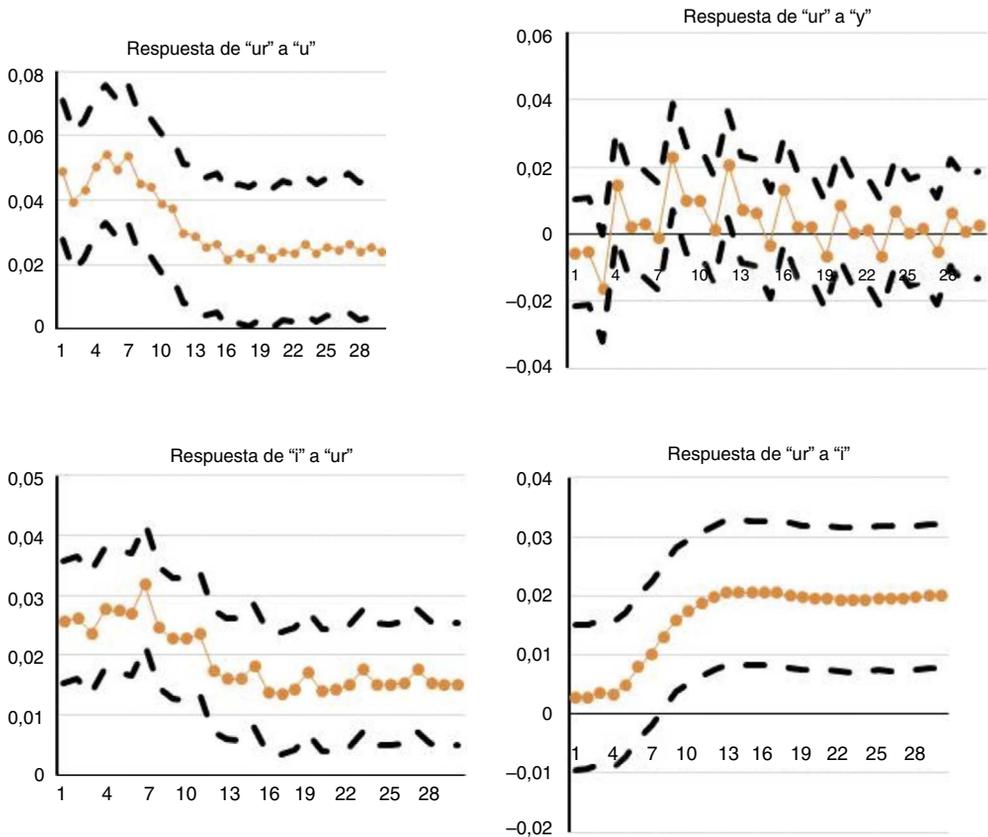


Figura 5. Análisis impulso-respuesta (impulsos generalizados), 1997Q3-2014Q1.

ur muestra que ante un choque del desempleo, la flexibilidad crece rápida y permanentemente y, a diferencia de los choques anteriores, el efecto es alto, significativo e inmediato. Estos 2 resultados son sumamente relevantes para efectos de este trabajo, debido a que reportan que el efecto de aumento entre la tasa de desempleo y el índice de flexibilidad laboral es positivo y bidireccional.

La aplicación *de facto* de la flexibilidad laboral que se ha acompañado de bajo crecimiento del PIB ha generado un entorno de austeridad en la generación de empleo que impide la inserción de nueva fuerza laboral que se convierte en un remanente acumulativo que ha engrosado la tasa de desempleo en México. Asimismo, el aumento del desempleo ha promovido que, ante esta condición, los empleadores tomen provecho de esta situación y contraten bajo esquemas de flexibilidad.

En lo que respecta a la descomposición de Cholesky (tabla 2), se muestra que el desempleo se explica principalmente por sí mismo (histéresis) y en segundo lugar por la flexibilidad laboral, efecto que ocurre de inmediato e incluso crece hasta el periodo 30. Llama la atención el bajo efecto del crecimiento de y sobre ur.

Por otra parte, el PIB se explica por sí mismo (tabla 3), aunque la tasa de desempleo ejerce una influencia importante a partir del periodo 10 y, en una proporción mínima, por la flexibilidad laboral. Y por último, es de notar que la flexibilidad no se explica por sí misma, sino por el

Tabla 2

Descomposición de varianza por Cholesky. Tres ordenamientos. Ordenamiento: i, y, ur . Descomposición para ur

| Periodo | ur | y | i |
|---------|-------|------|-------|
| 1 | 72.51 | 0.66 | 26.82 |
| 5 | 67.43 | 4.32 | 28.23 |
| 10 | 66.4 | 5.77 | 27.81 |
| 15 | 64.75 | 6.73 | 28.5 |
| 20 | 63.82 | 7.1 | 29.06 |
| 25 | 63.52 | 6.74 | 29.72 |
| 30 | 63.25 | 6.41 | 30.33 |

Tabla 3

Ordenamiento: i, y, ur . Descomposición para y

| Periodo | ur | y | i |
|---------|-------|-------|------|
| 1 | 0.00 | 99.70 | 0.30 |
| 5 | 0.26 | 98.62 | 1.13 |
| 10 | 17.53 | 79.28 | 3.20 |
| 15 | 36.33 | 56.54 | 7.13 |
| 20 | 42.17 | 49.14 | 8.69 |
| 25 | 43.31 | 47.80 | 8.89 |
| 30 | 44.16 | 46.85 | 8.98 |

Tabla 4

Ordenamiento: i, y, ur . Descomposición para i

| Periodo | ur | y | i |
|---------|-------|-------|-------|
| 1 | 0 | 0 | 100 |
| 5 | 2.41 | 27.91 | 69.68 |
| 10 | 40.91 | 10.5 | 48.59 |
| 15 | 54.31 | 4.18 | 41.52 |
| 20 | 57.24 | 3.19 | 39.57 |
| 25 | 58.28 | 2.73 | 38.99 |
| 30 | 58.99 | 2.45 | 38.56 |

desempleo, además de que el PIB ejerce un efecto desdeñable sobre la flexibilidad laboral (tabla 4).

Para complementar el análisis econométrico, se realizó la prueba de causalidad en el sentido de Granger que permitió determinar la precedencia estadística entre las variables. Llama la atención la endogeneidad así definida para las 3 variables del sistema, tal como se advirtió en la sección anterior y que se probó en el análisis de impulso-respuesta. Los resultados se presentan en la tabla 5.

Por motivo de esta endogeneidad, se puede sugerir la existencia de otros ordenamientos en el vector de cointegración que permitan normalizar sobre otra variable del VECM. Para ello se procedió a hacer las correspondientes permutaciones a fin de conocer si existe otro ordenamiento que conceda otro modelo VECM(4) con correcto sentido económico.

La primera ecuación ya ha sido analizada, y es la que prueba la hipótesis. En la segunda estimación ($y = f(ur, i)$), todas las elasticidades son estadísticamente significativas (celdas 2,1 y 2,3 de la tabla 6). Sin embargo, sus elasticidades son aberrantes y el MCE es positivo (celda 2,2 de

Tabla 5
Causalidad en el sentido de Granger

| Variable dependiente: Δi | | | |
|----------------------------------|----------|----|---------|
| Variables causales | Chi-sq | df | Prob. |
| Δi | 25.3709 | 4 | 0.0000* |
| Δy | 42.8399 | 4 | 0.0000* |
| Causalidad conjunta | 63.9422 | 8 | 0.0000* |
| Variable dependiente: Δi | | | |
| Variables causales | Chi-sq | df | Prob. |
| Δur | 77.6533 | 4 | 0.0000* |
| Δy | 63.0350 | 4 | 0.0000* |
| Causalidad conjunta | 171.3400 | 8 | 0.0000* |
| Variable dependiente: Δy | | | |
| Excluded | Chi-sq | Df | Prob. |
| Δur | 9.5555 | 4 | 0.0486* |
| Δi | 9.9429 | 4 | 0.0414* |
| Causalidad conjunta | 21.1106 | 8 | 0.0069* |

H_0 : Prob > 0.05, no existe causalidad

Nota: * se rechaza H_0 .

Tabla 6
VECM: tres especificaciones distintas

| Variable endógena/Variable exógena | ur | y | i |
|------------------------------------|----------------|-----------------|---------------|
| ur | | -0.102 (-11.47) | 1.28 (21.52) |
| y | -9.78 (-17.38) | | 12.55 (34.99) |
| i | 0.779 (25.78) | 0.0796 (27.66) | |

Valores t entre paréntesis.

Tabla 7
Mecanismos de corrección de error

| Variable endógena en Coint/MCE | ur | y | i |
|--------------------------------|-----------------|----------------|-----------------|
| ur | -0.16 (-2.41) | 0.07 (10.74)* | 0.06 (3.17)* |
| y | -0.016 (-2.412) | 0.006 (3.71)* | 0.008 (10.74)* |
| i | 0.208 (2.41)* | -0.083 (-3.71) | -0.101 (-10.74) |

* Rechazo del MCE por tener signo positivo.

la [tabla 7](#)), lo cual sugiere el no cumplimiento de exogeneidad débil. Sin embargo, parecería que existe corrección de corto plazo a través de ur. Pero por el valor de las elasticidades se descarta este segundo modelo.

En la tercera estimación ($i = f(ur, y)$), todas las elasticidades resultan ser estadísticamente significativas (celdas 3,1 y 3,2 de la [tabla 6](#)); sin embargo, no existe un sostén teórico para definir

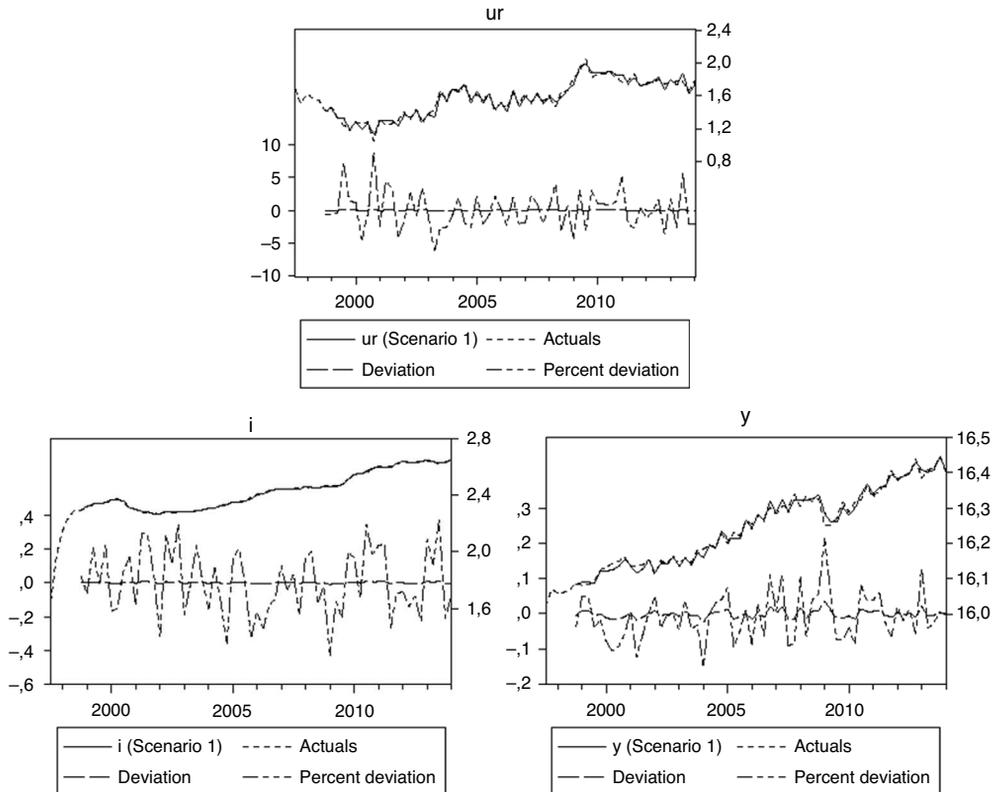


Figura 6. Simulación histórica, 1997Q3-2014Q1.

la elasticidad del índice de flexibilidad al PIB como positiva, ya que en todo caso se esperaría una elasticidad negativa a causa de su efecto contra-cíclico; es decir, que si aumenta el producto debería reducirse la flexibilidad. Por otro lado, el MCE resulta ser negativo y estadísticamente significativo (celdas 3,2 y 3,3, [tabla 7](#)), lo que sugeriría la no exogeneidad débil del producto a la flexibilidad. Sin embargo, por quedar fuera de nuestro objetivo e hipótesis centrales, rechazamos también esta especificación, ya que obligaría a estimar i a partir de y .

Es así que se confirma que el primer modelo es robusto. Por último, se probó solventemente la capacidad de replicación del modelo a partir de la simulación histórica (con el algoritmo Gauss-Seidel); ver [figura 6](#).

En síntesis, podemos concluir esta sección diciendo que nuestra especificación es una buena aproximación al proceso generador de información y prueba con solvencia nuestra hipótesis central.

Conclusiones

La flexibilidad laboral es una hipótesis teórica que se ha aplicado como todo un marco de política económica que propone la *economía de la oferta* (Lucas, 1990) para ajustar la mano de obra de acuerdo a las variaciones económicas a fin de proteger la rentabilidad y suavizar el ciclo económico.

Las políticas de flexibilidad laboral tomaron alta relevancia durante los años ochenta y lograron la reducción del desempleo en Estados Unidos y en el Reino Unido. Sin embargo, experiencias recientes, como la de España e Irlanda, han mostrado los efectos devastadores de la flexibilidad laboral en la pérdida de empleos durante los periodos económicamente desfavorables como ha sido desde la crisis de 2008.

México no se ha quedado atrás, ya que la flexibilidad laboral ha sido una condición de empleo en aumento que ha reconfigurado el poder de negociación contractual a favor de los empresarios, sobre todo en empresas que promueven la subcontratación. Si bien el principal objetivo microeconómico de la flexibilidad laboral es aumentar la eficiencia y la productividad por trabajador, este mecanismo no ha mejorado las condiciones del empleado. Y a pesar de que numerosas investigaciones sitúan al mercado laboral mexicano como institucionalmente rígido, este mercado se muestra flexible *de facto* de acuerdo con indicadores como la tasa sindical, la disminución en conflictos laborales y, particularmente, por la tendencia creciente en el uso de contratos temporales después de la crisis de 1995, ya que la recuperación del empleo se ha basado de manera importante en la modalidad de empleos eventuales.

Se estimó un modelo VECM(4) inspirado en la Ley de Okun al que incorporamos un índice de flexibilidad laboral numérica que representa la facilidad de contratación y despido a partir de los contratos temporales. Se prueba el cumplimiento de esta ley, a pesar de que la elasticidad es baja. Esto muy probablemente es a causa de la composición industrial de la economía mexicana, que es esencialmente intensiva en mano de obra (Loría y Ramos, 2007). Sin embargo, por su importancia, merecería una investigación particular a fondo que aquí no se hace por quedar fuera de los objetivos del artículo.

Nuestro resultado principal es que la flexibilidad laboral numérica en el mercado formal de trabajo ha aumentado la tasa de desempleo, que se prueba con el resultado de una alta elasticidad positiva sobre el desempleo (1.28). En el caso mexicano, la flexibilidad laboral numérica ha actuado como un mecanismo ahorrador de mano de obra que, acompañado de bajas tasas de crecimiento económico, ha promovido un entorno de austeridad en la generación de empleos formales, por lo que impide la inserción de nueva fuerza laboral en el mercado formal de trabajo que se convierte en un remanente acumulativo que ha engrosado la tasa de desempleo. Asimismo, se encuentra una bidireccionalidad positiva entre la tasa de desempleo y la flexibilidad laboral, por lo que la condición de desempleo puede ser un motivo por el cual los empleadores consiguen proteger la rentabilidad a través de contratos temporales.

Por lo tanto, la evidencia empírica demuestra que la flexibilidad laboral no es un mecanismo que reduce por sí mismo la tasa de desempleo, como se ha probado para países desarrollados en las fases de expansión. Por lo que a 2 años de la promulgación de la reforma laboral en México que promueve la mayor flexibilización no se ha reducido la tasa de desempleo, y si bien las políticas de flexibilidad laboral pueden tener beneficios microeconómicos para algunas unidades productivas; a nivel macroeconómico estas políticas no han mostrado que eleven el crecimiento económico y con ello reduzcan la peor condición laboral para un ciudadano: el desempleo.

Appendix A. Anexo estadístico¹¹

Zivot y Andrews (2002) propusieron determinar el punto de quiebre endógenamente de una serie que tiene raíz unitaria mediante una prueba secuencial que utiliza toda la muestra y una

¹¹ La prueba se agrega a pedido de un árbitro, que sugirió determinar la presencia de cambio estructural.

Tabla 8
Prueba de raíz unitaria con cambio estructural Zivot-Andrews (2002)

| | Ho: Existe raíz unitaria y cambio estructural en el intercepto | | Ho: Existe raíz unitaria y cambio estructural en la tendencia | | Ho: Existe raíz unitaria y cambio estructural en la tendencia e intercepto | |
|----|--|--------------|---|--------------|--|-------|
| | 2003.2 | | 2011.1 | | 2008.4 | |
| ur | t-Statistic | Prob. | t-Statistic | Prob. | t-Statistic | Prob. |
| | -4.350 | 0.012 | -4.070 | 0.047 | -4.573 | 0.031 |
| i | 2000.3 | 2001.4 | nd | | | |
| | t-Statistic | Prob. | t-Statistic | Prob. | t-Statistic | Prob. |
| y | -5.351 | 0.053 | -4.428 | 0.186 | nd | nd |
| | 2008.4 | 2007.4 | 2008.4 | | | |
| | t-Statistic | Prob. | t-Statistic | Prob. | t-Statistic | Prob. |
| | -4.601 | 0.000 | -3.890 | 0.243 | -4.722 | 0.000 |

Nota: prueba con 4 rezagos, al igual que el modelo estimado. En **negrita** se presentan las pruebas que no permiten rechazar la hipótesis nula al 5%.

variable *dummy* diferente para cada fecha de cambio posible (*D* para el intercepto y *DU* para la tendencia). La fecha de cambio se selecciona a partir del estadístico t de la prueba ADF de raíz unitaria.

Lo anterior lo realizan a partir de 3 modelos: Modelo (A), presencia de raíz unitaria con cambio en el intercepto; Modelo (B), presencia de raíz unitaria con cambio en la tendencia, y Modelo (C), presencia de raíz unitaria con cambio en la tendencia e intercepto.

Modelo (A): $y_t = \mu + dD(T_b) + y_{t-1} + e_t$.

Modelo (B): $y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU + e_t$.

Modelo (C): $y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_b) + (\mu_2 - \mu_1)DU + e_t$.

La [tabla 8](#) muestra evidencia de que el desempleo tiene raíz unitaria, pero no presenta cambio estructural, a pesar de que se sugiera en 3 fechas. La no significación estadística de la prueba así lo indica.

Contrariamente, en el caso del índice de flexibilidad podemos apreciar que existen 2 fechas para el cambio estructural: 2000.3 para el intercepto y 2001.4 para la tendencia. Llama la atención que esos cambios ocurrieron antes de la promulgación de la reforma laboral. Por último, el PIB muestra con toda claridad la presencia de cambio en la tendencia en 2007.4, justo cuando comenzó la *gran recesión*.

Aun con la presencia de cambios estructurales en distintas fechas, para las 3 variables el procedimiento econométrico encuentra una relación de cointegración del conjunto de información.

Referencias

- Abril, J. C., Ferullo, H. y Gaínza, A. (1996). *Estimación de la relación de Okun: Argentina 1980-1996*. Argentina: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Tucumán.
- Aguado, S. (2006). Integración Económica Española: Del Plan de Estabilización al Euro, en Díaz Mier, M. A. y M. Hinarejos Rojo (eds.), *Lecturas sobre Economía Financiera Internacional e Integración Económica (Homenaje al Profesor Félix Varela Parache)*, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Alcalá, 2006.
- Aragón J. (2012). Las reformas laborales en España y su repercusión en materia de empleo. 52 reformas desde la aprobación del estatuto de los trabajadores en 1980. Madrid: Fundación [consultado 10 May 2014]. Disponible en: <http://www.1mayo.ccoo.es/nova/files/1018/InformeReformas.pdf>

- Balakrishnan, R., Das, M. y Kannan, P. (2010). *Unemployment Dynamics During Recessions and Recoveries: Okun's Law and Beyond*. IMF World Economic Outlook.
- Bensusán, G. (2006). La distancia entre normas y hechos: instituciones laborales en América Latina. *Revista de Trabajo*, 2(2), 115–132.
- Betcherman G. (2012). Labor market institutions: A review of the literature. World Bank Policy Research, Working Paper (6276).
- Bienowski, W., Brada, J. C., y Radlo, M. J. (Eds.). (2006). *Reaganomics Goes Global: What Can the EU, Russia and Other Transition Countries Learn from the USA?*. United States: Palgrave MacMillan.
- Blanchflower, D. y Freeman, R. B. (1994). Did the Thatcher reforms change British labour market performance? Comparative aspects and institutional developments. *The UK Labour Market*, 51, 12.
- Blank, R. M. (1994). *Public sector growth and labor market flexibility: The United States versus the United Kingdom. Social Protection versus Economic Flexibility: Is There a Trade-Off*. University of Chicago Press.
- Botero, J. C., Djankov, S., la Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. y Shleifer, A. (2004). The regulation of labor. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1339–1382.
- Bouzas, A. y de la Garza, E. (1998). *Flexibilidad del trabajo y contratación colectiva en México*. UNAM.
- Cazes S, Verick S, al-Hussami F. (2012). Diverging trends in unemployment in the United States and Europe: Evidence from Okun's law and the global financial crisis (No. 2012-106). International Labour Office.
- CEPAL. (2006). *Panorama social de América Latina 1999-2000*. Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Cervantes, A. H. (2012). Diagnóstico del trabajo en el contexto de la globalización económica: el caso de México. *Economía Informa*, 375, 27–54.
- Chiquiar, D. y Ramos-Francia, M. (2009). *Competitividad y crecimiento de la economía mexicana*. Banco de México: Documentos de Investigación No. 11.
- Conde-Ruiz, J. I., Felgueroso, F. y García-Pérez, J. I. (2010). Las reformas laborales en España: un modelo agotado. *Papeles de Economía Española*, 124, 128–147.
- De la Garza, E. y Bouzas, A. (2002). *La flexibilidad del trabajo en México. Población y sociedad al inicio del siglo XXI*. México: El Colegio de México.
- Deakin, S., Lel, P. y Siems, M. (2007). The evolution of labour law: Calibrating and comparing regulatory regimes. *International Labour Review*, 146(3-4), 133–162.
- FRED (2014). Federal Reserve Economic Data, St Louis [consultado 10 May 2014]. Disponible en: <http://research.stlouisfed.org/fred2/>
- Freeman, R. B. (2010). It's financialization! *International Labour Review*, 149(2), 163–183.
- Giersch H. (1985). Eurosclerosis (No. 112). Kieler Diskussionsbeiträge.
- González, J. (2002). Labor Market Flexibility in Thirteen Latin American Countries and the United States. Revisiting and Expanding Okun Coefficients, Center for Research on Economic Development and Policy Reform, Working Paper No 136, Stanford University.
- Heckman J, Pagés-Serra C. (2000). The cost of job security regulation: Evidence from Latin American labor markets, NBER Working Paper, N.º 7773, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- INEGI (2014). Instituto Nacional de Estadística y Geografía [consultado 1 May 2014]. Disponible en: <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231–254.
- Knotek, E. S. (2007). How useful is Okun's law? *Economic Review*, (Q IV), 73–103.
- Laborsta (2014). Laborsta de la Organización Internacional del Trabajo [consultado 5 Ene 2014]. Disponible en: <http://laborsta.ilo.org/>
- Lagos, R. A. (1994). ¿Qué se entiende por flexibilidad del mercado de trabajo? *Revista de la CEPAL*, 54, 81–95.
- Lee, J. (2000). The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 331–356.
- Lindbeck, A. y Snower, D. J. (1986). Wage setting, unemployment, and insider-outsider relations. *The American Economic Review*, 76(2), 235–239.
- Loría, E. y Ramos, M. (2007). La ley de Okun: una relectura para México, 1970-2004. *Estudios Económicos*, 22(1), 19–55.
- Loría, E., Ramos, M., Libreros, C. y Salas, E. (2013). Crisis de paro en España: Una aplicación de la Ley de Okun, 1995.1-2012.2. *Coyuntura Económica*, 42, 135–152.
- Lucas, R. E. (1990). Supply-side economics: An analytical review. *Oxford Economic Papers*, 42(2), 293–316.

- Moosa, I. A. (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24(3), 335–356.
- OCDE (1986). Labour market flexibility. A report by a high level group of experts to the Secretary General. Paris, May.
- OCDE (2012). Getting It Right. Una agenda estratégica para las reformas en México [consultado 1 May 2014]. Disponible en: <http://www.oecd.org/centrodemexico/Getting%20It%20Right%20EBOOK.pdf>
- Ochel, W. (2009). Employment protection: Concepts and measurement. *CESifo DICE Report*, 7(2), 30–38.
- OIT (1986). Labour market flexibility. A report by a high level group of experts to the Secretary General. Paris, mayo.
- Okun, A. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, 98–104.
- Paldam, M. (1987). How much does one percent of growth change the unemployment rate? A study of 17 OECD countries, 1948–1985. *European Economic Review*, 31(1), 306–313.
- Pesaran, H. H. y Shin, Y. (1998). Impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*, 58, 17–29.
- Rodríguez, R. C. (2001). El costo del desempleo medido en producto: una revisión empírica de la ley de Okun para México. *El Trimestre Económico*, 68(270), 209–231.
- Ros, J. (2013). *Algunas tesis equivocadas sobre el estancamiento económico de México* (1.ª ed.). México: UNAM-Colegio de México.
- Schnabel, G. (2002). Output trends and Okun's law. *Bank for International Settlements*, 111, 1–33.
- Shapiro, M. D. (1987). Supply shocks in macroeconomics. *National Bureau of Economic Research*, (2146), 1–19.
- STPS (2014). Secretaría del Trabajo y Previsión Social [consultado 3 May 2014]. Disponible en: http://www.stps.gob.mx/bp/secciones/conoce/areas_atencion/areas_atencion/web/menu_infsector.html
- Visser, J. (2011). *Data base on institutional characteristics of trade unions, wage setting, state intervention and social pacts, 1960-2010 (ICTWSS)*. Amsterdam Institute for Advanced Labour Studies AIAS, University of Amsterdam. Version 3. Disponible en: <http://www.uva-aias.net/207>
- Zivot, E. y Andrews, D. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25–44.