

La ley de Okun en México: una mirada de género, 2000.2-2011.1

EDUARDO LORÍA
CATALINA LIBREROS
EMMANUEL SALAS*

INTRODUCCIÓN

La Gran Depresión de 2008-2009 elevó sustancialmente la tasa general de desempleo (TGD) en todos los países. En México, en particular, en septiembre de 2009 se alcanzó uno de sus niveles históricos más altos con datos mensuales llegando a 6.4% desde el 3% promedio que había registrado en los años anteriores. Este incremento afectó principalmente a los hombres cuya tasa de desempleo anual pasó de 3.87% en 2008 a 5.46% en 2009, contra 4.13 y 5.47 por ciento respectivamente para las mujeres.

En México la tasa de desempleo femenina (U_M) tradicionalmente había sido superior a la masculina (U_H); sin embargo a partir del cuarto trimestre

Manuscrito recibido en julio de 2011; aceptado en febrero de 2012.

* Centro de Modelística y Pronósticos Económicos (CEMPE), Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), <eduardol@unam.mx>, <catalinavlibreros@hotmail.com> y <salas.emmanuel@gmail.com> respectivamente. Este proyecto ha contado con el financiamiento del proyecto “Recesión y mercados laborales en México. Un análisis estructural, 1985-2020”, Programa de Apoyo a Proyectos de Investigación e Innovación Tecnológica (PAPIT) IN-305711, Dirección General Asuntos del Personal Académico (DGAPA), UNAM. Los autores son los únicos responsables de lo que aquí se dice o se omite. Asimismo, agradecen los valiosos comentarios de dos dictaminadores anónimos de la revista *Investigación Económica*.

de 2008 el desempleo por sexo ha mostrado un cambio sustancial: a partir de fines de 2008 U_M sistemáticamente ha tendido a ser menor que U_H . Este efecto diferenciado demuestra que han ocurrido cambios importantes en los mercados laborales para hombres y mujeres que se han comenzado a evidenciar en fechas muy recientes, particularmente como consecuencia de la recesión de 2001-2003 y de la depresión de 2008-2009.

En línea con la hipótesis de Okun (1962) en que se basa este trabajo, además de lo anterior, también encontramos una diferencia del efecto del crecimiento económico sobre el desempleo de mujeres y hombres, así como también del desempleo por sexo sobre la tasa de crecimiento del producto mexicano para el periodo 2000.2-2011.1.¹ Es decir, a partir de la aplicación de la ley de Okun por género para México, encontramos resultados relevantes que nos permiten hacer algunas inferencias de lo que ha venido ocurriendo en los mercados laborales y su vinculación con el crecimiento económico en la última década.

Con la finalidad de medir estos efectos utilizamos un modelo de vectores autoregresivos irrestrictos (UVAR por sus siglas en inglés) con impulsos generalizados (Pesaran y Shin, 1998) apoyado por una regresión lineal que nos permite plantear que U_H tiene el doble de peso que U_M en el crecimiento económico, así como que los efectos del crecimiento (recesión) se trasladan más rápida e intensamente a U_H .

El artículo se estructura en cuatro secciones. En la primera analizamos las principales características y hechos estilizados de las tasas de desempleo por sexo para el periodo de análisis. A continuación presentamos los fundamentos de la ley de Okun; en el siguiente apartado hacemos las consideraciones econométricas pertinentes. En la cuarta sección presentamos y discutimos los resultados estadísticos. Por último recogemos las principales conclusiones y hacemos algunas extensiones analíticas basadas en los resultados obtenidos.

¹ Esta acotación histórica se debe a que no existen datos consistentes de desempleo por sexo previos a 2000.2, INEGI (2011).

DESEMPLEO POR SEXO EN MÉXICO. ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS

Como ocurre con otros temas económicos, la Ley de Okun no ha sido analizada a través del enfoque de género, por lo que los pocos estudios de desempleo y crecimiento económico que se han hecho para México han sido con datos macroeconómicos agregados.² El único referente que encontramos con este enfoque fue el trabajo de Chamberlin (2011) que llega a conclusiones semejantes a las nuestras en el sentido de que hay un efecto diferenciado del desempleo de hombres y mujeres sobre el crecimiento económico.

Esta ausencia y el análisis de lo que viene ocurriendo en el desempleo por sexos en México fue una fuerte motivación para la realización de la presente investigación.

Con la finalidad de encontrar rasgos generales e importantes del desempleo total y por sexo, la gráfica 1 nos permite hacer introspección de relevancia. Por un lado observamos que para todo el periodo de análisis podemos encontrar cuatro subperiodos importantes. En el primero detectamos que a pesar de la recesión de 2001-2003 la TGD se mantiene estable pero es a partir de la recuperación económica (2003.3) cuando comienzan a crecer los tres tipos de desempleo,³ pero particularmente U_M , con lo cual se amplía sensiblemente la brecha de desempleo por sexo ya existente. Estos hechos constituyen el subperiodo dos.

En el tercer subperiodo, que corresponde a la reactivación del crecimiento (2005.2), a pesar de que la TGD se mantiene alta, disminuye drásticamente la brecha entre sexos, no obstante U_M sigue siendo superior a U_H . Por último, es a partir de la irrupción de la crisis de 2008-2009 cuando las tres variables crecen, pero ahora U_M en menor medida que U_H .⁴

² Islas-Camargo y Cortez (2011), Loría y Ramos (2007) y Loría y de Jesús (2011).

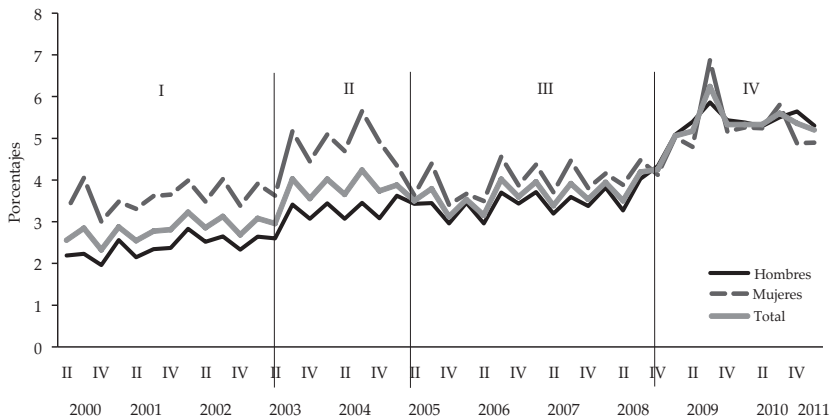
³ Total, hombres y mujeres.

⁴ Los datos son trimestrales y corresponden a las cifras oficiales de la *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo* (ENOE) 2000.2-2011.1. Disponible en: <<http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/proyectos/encuestas/hogares/regulares/enoe/default.aspx>>.

Esta última tendencia se ha dado frente al incremento de la tasa de participación de las mujeres,⁵ lo cual inicialmente podría sugerir que la reducción relativa de U_M se ha dado a costa del desplazamiento del empleo masculino. Como se verá en el apartado tres, la evidencia que encontramos rechaza esta hipótesis y lo que parece estar explicando este comportamiento es que el mercado informal ha sido un importante destino o válvula de escape de la ocupación femenina en los años recientes. Así lo reportan Loría, Márquez y Salas (2012).

GRÁFICA 1

Tasa de desempleo total y por sexo, 2000.2-2011.1



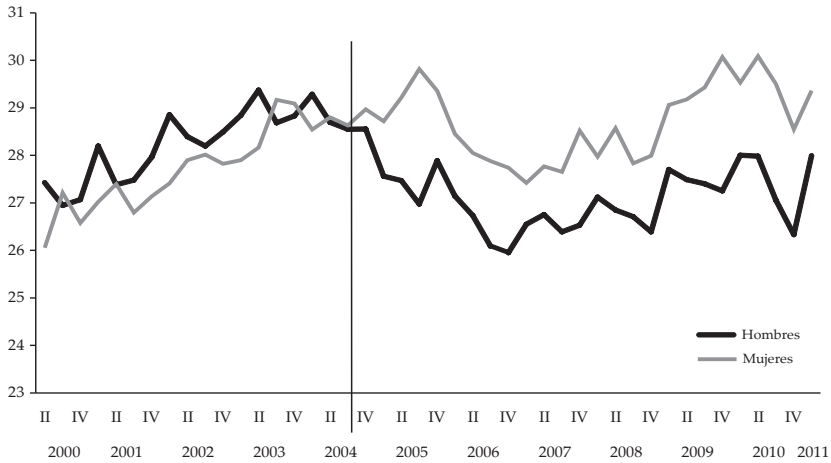
Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2011).

De hecho, y como observamos en la gráfica 2, las mujeres han sido crecientemente empleadas en el sector informal, particularmente desde 2004.4, poco después de que comienza la reactivación posterior a la recesión de 2001-2003. En el mismo sentido, la gráfica 3 permite ver dos rasgos muy relevantes de los mercados laborales mexicanos: la mayor informalidad en las mujeres y la mayor propensión al subempleo en los hombres.

⁵ Esta variable pasó de 38.05% en 2002.2 a 40.64% en 2011.1, INEGI (2011).

GRÁFICA 2

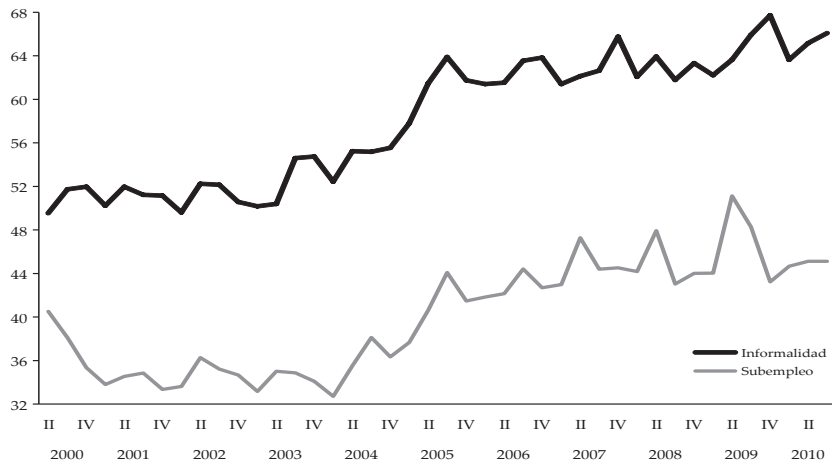
Tasa de ocupación en el sector informal por sexo, 2000.2-2011.1



Fuente: INEGI (2011).

GRÁFICA 3

Participación femenina/masculina, 2000.2-2010.3



Fuente: elaboración propia.

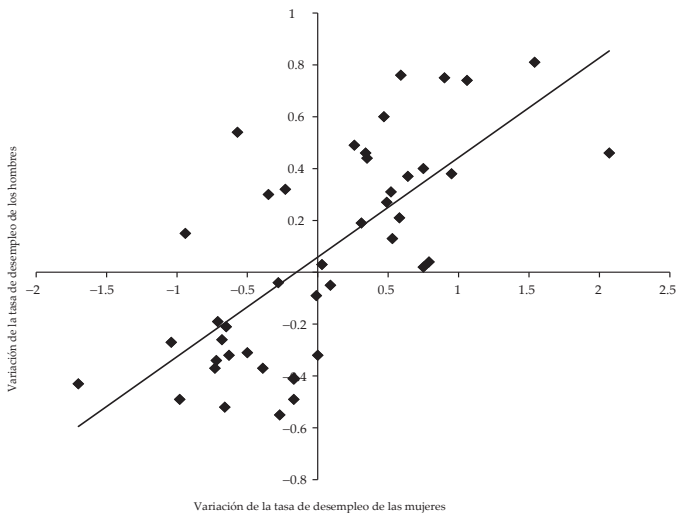
Por lo tanto, la convergencia de las tasas de desempleo entre mujeres y hombres se presenta ante un panorama de mayor precarización del empleo femenino que se traduce, entre otras cosas, en la generación de empleos a tiempo parcial o jornadas excesivas y con bajas remuneraciones, así como con la ausencia de prestaciones sociales (Brown y Domínguez, 2010). En síntesis, esta creciente informalidad en el empleo femenino parece ser una condición que acompaña a la reducción de U_M (Loría, Márquez y Salas, 2012).

Un análisis de correlación parcial nos permite corroborar la inexistencia de efectos de desplazamiento entre hombres y mujeres.⁶ Efectivamente, observamos en la gráfica 4 la existencia de una alta correlación positiva entre las variaciones de U_M y U_H para todo el periodo de análisis.⁷

GRÁFICA 4

Diagrama de dispersión

Variación del desempleo de mujeres y hombres, 2000.2-2011.1



Fuente: elaboración propia.

⁶ Esto además se confirma en el apartado tres al hacer la prueba de causalidad de Granger.

⁷ El análisis de correlación parcial se hace en primeras diferencias para evitar el problema de tendencias comunes. $r = 0.7158$; $t = 6.5648$.

EL MODELO DE OKUN

En 1962 Okun encontró una regularidad empírica muy importante en los Estados Unidos entre la tasa general de desempleo y el crecimiento económico. La validación de muchos estudios empíricos posteriores para ese y otros países la convirtieron en ley. La propuesta central de Okun (1962) se refiere a que existe una relación causal bidireccional negativa entre ambas variables y que existen altos costos económicos —además de los sociales— generados por el desempleo.

De acuerdo con esta ley, el desempleo opera en un sentido keynesiano en la medida que plantea que la desocupación de recursos productivos retrasa el crecimiento económico debido a que se pierden economías de escala y de aprendizaje. Entonces, el desempleo actual se traduce en menor crecimiento mañana y viceversa: el mayor crecimiento de hoy genera menor desempleo mañana. La especificación general de la ley de Okun permite plantear simultáneamente estas dos relaciones.

Para demostrar este argumento Okun utilizó tres modelos, pero para los propósitos de este trabajo sólo utilizaremos el modelo de primeras diferencias,⁸ cuya versión original es la siguiente:

$$\Delta U_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + e_t \quad [1]$$

A reserva de que en la siguiente sección estimaremos este modelo, conviene ahora presentar la gráfica 5 que indica una asociación más cercana de U_M con el crecimiento del producto, que la que tiene U_H respecto a la misma variable. Las limitaciones de la técnica estadística (correlación de Pearson) no nos permiten hacer introspección en este momento; aunque puede ser sugerente plantear como hipótesis que esta asociación diferenciada entre las variables está mediada por la productividad laboral por sexo.

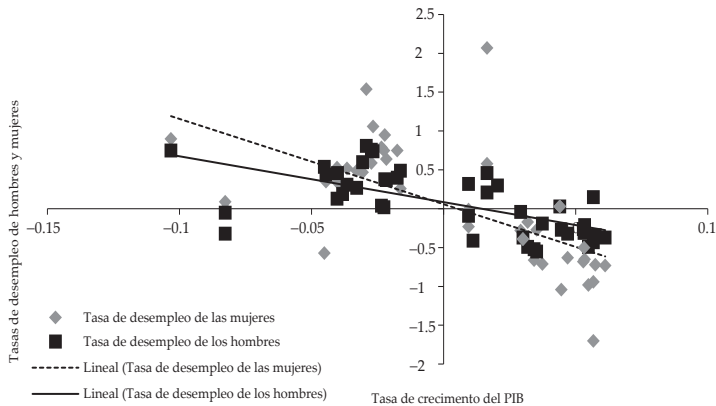
Lo que sí podemos concluir del análisis estadístico de la gráfica 5 es lo siguiente: la mayor dinámica (crecimiento) del empleo femenino se ha dado

⁸ Los otros dos modelos son el modelo de brechas y el de tasa de empleo.

GRÁFICA 5

Diagrama de dispersión

Crecimiento *versus* variación de desempleo mujeres
y variación desempleo hombres, 2000.2-2011.1



Fuente: elaboración propia.

a través de mayor informalidad que está más asociada con el producto; pero ello no implica una mayor productividad. Para profundizar en esta idea pensaremos en el producto por sexo generado por una función de producción. Como ya mencionamos, los hombres están más empleados en el sector formal que las mujeres, es plausible entonces considerar que su producción es más intensiva en capital, a diferencia de las mujeres. Por lo tanto, el crecimiento tiene menor efecto en la variación de su empleo debido a la mayor productividad que presenta el capital. En la parte opuesta, las mujeres tienen una función de producción más intensiva en trabajo debido a su mayor ocupación en el segmento informal de la economía, lo que implica una menor productividad y una mayor asociación con el crecimiento del producto. En última instancia, lo que está detrás de estos resultados es la hipótesis de la existencia de una mayor productividad marginal laboral de los hombres. Esta línea de argumentación nos permite pensar que la economía se comporta como si fuera el agregado de dos funciones de producción divididas por sexo, las cuales tienen una diferente intensidad en el uso del capital.

La condición de mayor informalidad hace que las remuneraciones sean más bajas para las mujeres, lo cual implica que el costo marginal para las empresas sea menor con la ocupación adicional de mujeres.

CONSIDERACIONES ECONOMÉTRICAS

Una vez que hemos encontrado importantes hechos estilizados, interesa ahora analizar las relaciones de largo plazo y dinámicas que existen en nuestras variables de interés, para lo cual estimamos dos modelos que son complementarios en el análisis.

Ambos se basan en el modelo de primeras diferencias e incorporan el desempleo desagregado por sexo. El primero se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y permite medir el efecto de U_M y U_H sobre el crecimiento económico. El segundo es un VAR irrestricto que utiliza impulsos generalizados. Conviene mencionar que ambas estimaciones son pertinentes por el método de MCO en virtud de que se trata de variables estacionarias en niveles, por lo cual no existe el problema de raíz unitaria y de cointegración (véase el cuadro 1A, anexo estadístico).

La estimación del primer modelo nos permite comparar los efectos del desempleo (en variaciones) sobre el crecimiento económico:

$$y = 0.0109 - 0.011*\Delta U_H - 0.0265*\Delta U_M \quad [2]$$

$$t \quad (3.63) \quad (-3.94) \quad (-4.71)$$

$R^2 = 0.80$; $DW = 2.29$; $JB = 0.75(0.68)$; $LM(1) = 0.99(0.32)$; $LM(2) = 0.62(0.54)$; $ARCH(1) = 0.02(0.86)$; $ARCH(2) = 0.02(0.97)$; $White(n.c) = 0.55(0.64)$; $White(c) = 1.78(0.10)$; $Reset(1) = 1.10(0.30)$; $Reset(2) = 0.54(0.58)$. No se detectó cambio estructural. (DW: estadístico Durbin-Watson; JB: estadístico Jarque-Bera; LM: estadístico del multiplicador de Lagrange; ARCH: modelo de heterocedasticidad condicional autoregresiva, y White: prueba de White).

Encontramos los signos correctos y en particular llama la atención que el coeficiente de U_H es el doble que el de U_M , resultado que es esencial para los propósitos de este trabajo y que tiene que ver con el análisis anterior de

los diferenciales de productividad a favor del empleo masculino. Para ser más rigurosos y corroborar el valor de estos parámetros aplicamos una prueba de hipótesis de Wald que respalda este resultado econométrico,⁹ que coincide con el reportado por Chamberlin (2011) para la economía del Reino Unido.

El segundo modelo estimado es un UVAR (3) que nos permite analizar la dinámica de la ley de Okun y adquiere la forma general:

$$y_t = d_t + Cy_{t-1} + v_t \quad [3]$$

Donde y_t es un vector de variables endógenas; d_t , un vector de componentes determinísticos (constante y dummy), y v_t , el vector de innovaciones.

Es importante mencionar que al utilizar la metodología desarrollada por Pesaran y Shin (1998) eliminamos el problema de ordenamiento de las variables en el proceso de ortogonalización de Cholesky. Por último, y para ver la capacidad de réplica del modelo estimado realizamos una simulación histórica del sistema de manera conjunta utilizando el algoritmo Gauss-Seidel (véanse las gráficas 6A a 6C). Llama la atención la gran capacidad de aproximación al proceso generador de información. El modelo estimado cumple con todos los supuestos de correcta especificación.¹⁰

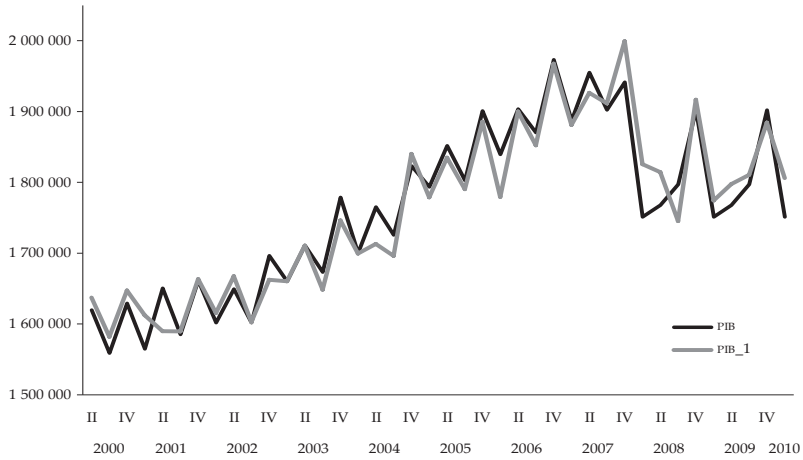
ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS

El cuadro 1 presenta la causalidad en el sentido de Granger por bloque que nos permite corroborar varias relaciones importantes. Por un lado, que existe la causalidad bidireccional de Okun entre la variación del desempleo (de hombres y mujeres) y el crecimiento económico. Por otro lado, que si bien no existe precedencia estadística de U_H a U_M sí la hay en sentido inverso. Lo cual quiere decir que existe información relevante del pasado de la variación de U_M para explicar el desempeño de la variación de U_H . Sin

⁹ Prueba de Wald: $2*U_M = U_H = 0.35(0.55)$. Prueba de hipótesis válida a 99% de confianza.

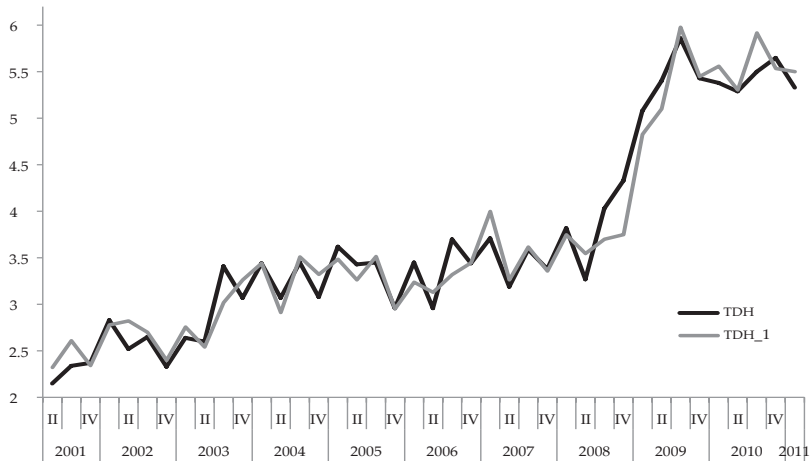
¹⁰ $\lambda \max = 0.97$; Normalidad (Urzúa) = 21.53(0.66); LM(12) = -5.02(0.83); White(n.c) = 116.97(0.40); White(c) = N.D.

GRÁFICA 6A
Simulación histórica del PIB, 2000.2-2011.1



Fuente: elaboración propia.

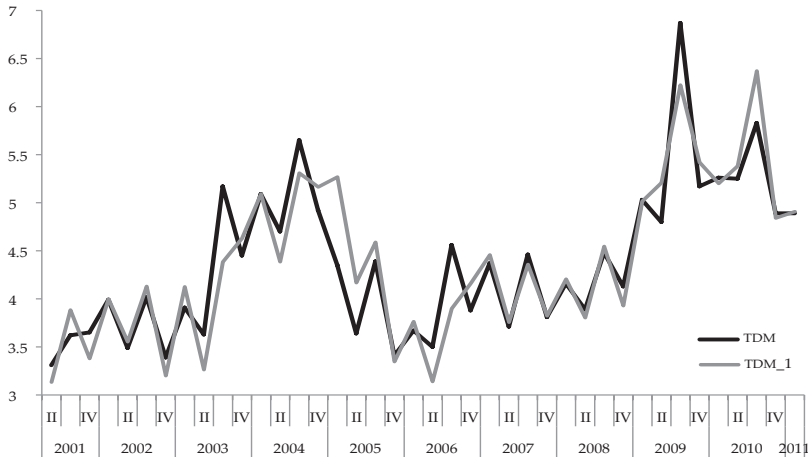
GRÁFICA 6B
Simulación histórica de la tasa de desempleo de los hombres, 2001.2-2011.1



Fuente: elaboración propia.

GRÁFICA 6C

Simulación histórica de la tasa de desempleo de las mujeres, 2001.2-2011.1



Fuente: elaboración propia.

embargo, creemos que esto difícilmente puede considerarse como presencia de desplazamiento de U_M a U_H . Como ya comentamos, la mayor flexibilidad laboral de las mujeres puede estar actuando a favor de la ocupación de los hombres en el sector formal. De hecho dos trabajos recientes (Alcaraz, 2009 e Islas-Camargo y Cortez, 2011) refieren que existe evidencia empírica de que hay una alta tasa de transición entre el empleado formal y el informal y que incluso es mayor que el que existe entre el sector manufacturero y el de servicios.

Sin embargo, en el análisis de impulso-respuesta no encontramos significancia estadística del choque de U_M a U_H , pero en el sentido contrario sí la hay pero hasta el sexto periodo. Este resultado debe ser tratado con cautela a partir de dos hechos importantes; primero en virtud de la no causalidad en el sentido de Granger (véase el cuadro 1) y segundo de lo pequeño y alejado de la respuesta. Esto quizás podría explicarse como un fenómeno meramente estadístico de las series involucradas.

CUADRO 1

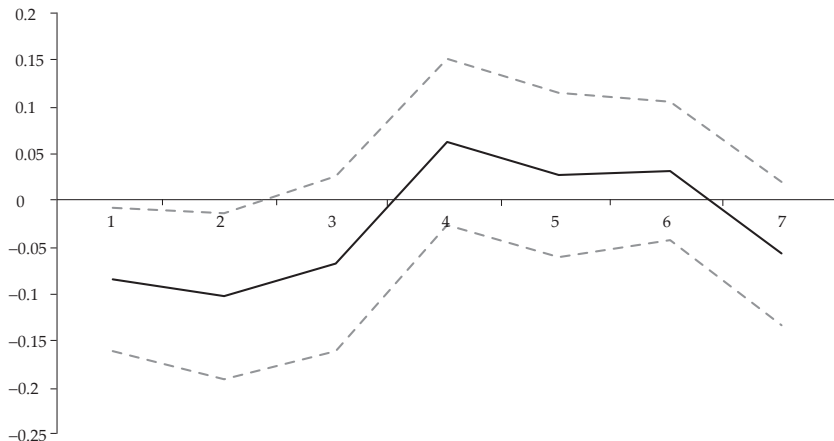
Prueba de causalidad en el sentido de Granger, 2000.2-2011.1

Causa / Respuesta	ψ	ΔU_M	ΔU_H
y	—	42.48	22.27
ΔU_M	11.26	—	10.70
ΔU_H	23.66	0.73*	—

Nota: * indica rechazo de la hipótesis nula de causalidad en el sentido de Granger a 5% de significancia.

Siguiendo con el análisis impulso-respuesta pueden observarse efectos dinámicos de gran relevancia, como por ejemplo el efecto negativo e inmediato con duración de tres trimestres del choque de la tasa de crecimiento del producto a la variación del desempleo de los hombres, así como el efecto inverso (véanse las gráficas 7A y 7B).

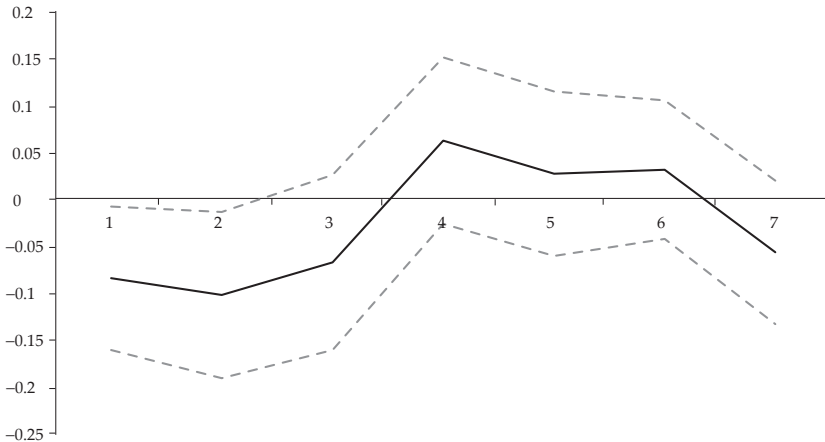
GRÁFICA 7A

Respuesta de la variación del desempleo de los hombres ante el crecimiento del producto, con niveles de confianza de dos desviaciones estándar

Fuente: elaboración propia.

GRÁFICA 7B

Respuesta de la variación del crecimiento del producto ante el crecimiento del desempleo de los hombres, con niveles de confianza de dos desviaciones estándar



Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, y a diferencia de lo que ocurre con U_H —donde el efecto es inmediato—los choques en el crecimiento económico reducen U_M hasta el segundo periodo (trimestre). Llama la atención que el choque de U_M sobre el crecimiento no es estadísticamente significativo sino hasta el tercer periodo, lo cual podría explicarse por la baja productividad que presenta el empleo informal, característico de la ocupación femenina (véanse las gráficas 8A a 9B).

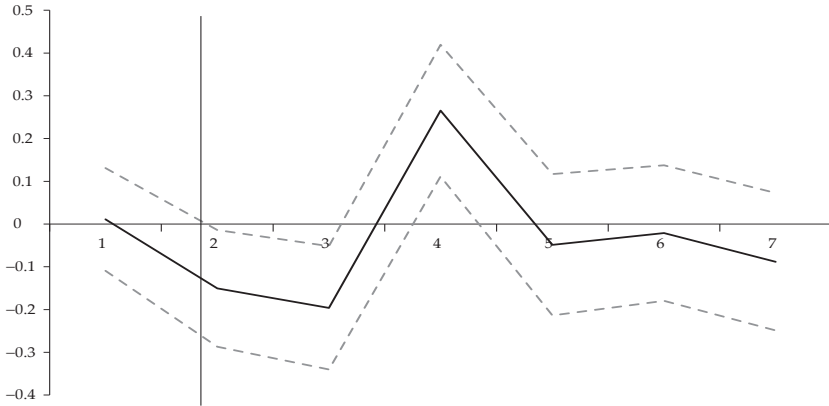
Al respecto Lang y de Peretti (2009) argumentan que el desempleo reacciona al crecimiento de una forma no lineal y que las fluctuaciones en la tasa de desempleo cuando el crecimiento varía, no son las mismas durante las recesiones que en los auges económicos.

Esta afirmación permite sugerir que hay no linealidades que estamos captando con el UVAR y que pueden dar cuenta de estos rezagos.

El análisis de descomposición de varianza (véase el cuadro 2A, anexo estadístico) nos permite reafirmar varios de nuestros resultados anteriores.

GRÁFICA 8A

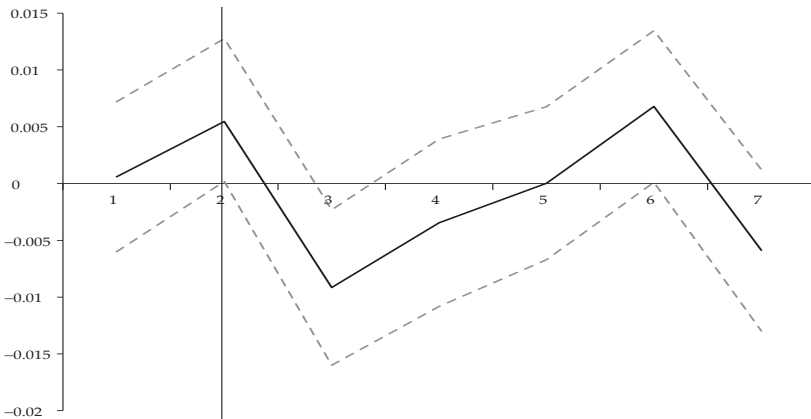
Respuesta de la variación del desempleo de las mujeres ante el crecimiento del producto, con niveles de confianza de dos desviaciones estándar



Fuente: elaboración propia.

GRÁFICA 8B

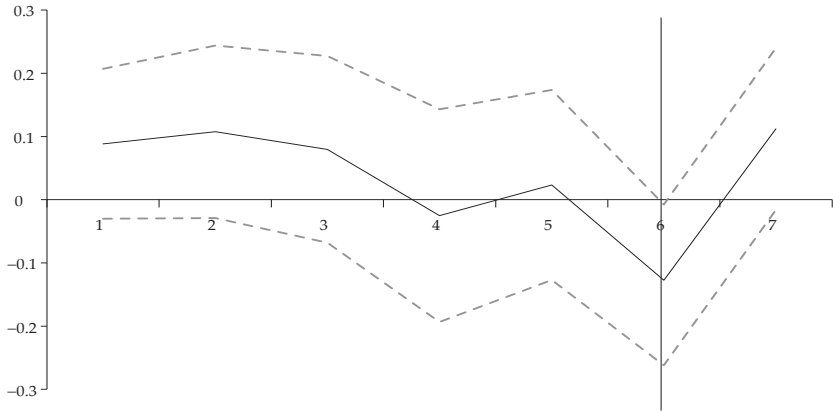
Respuesta de la variación del crecimiento del producto ante el crecimiento del desempleo de las mujeres, con niveles de confianza de dos desviaciones estándar



Fuente: elaboración propia.

GRÁFICA 9A

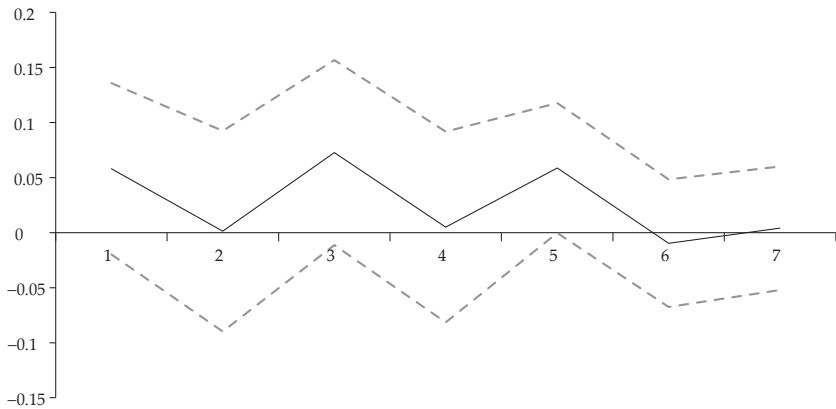
Respuesta de la variación del desempleo de las mujeres a la variación del desempleo de los hombres, con niveles de confianza de dos desviaciones estándar



Fuente: elaboración propia.

GRÁFICA 9B

Respuesta de la variación del desempleo de los hombres a la variación del desempleo de las mujeres, con niveles de confianza de dos desviaciones estándar



Fuente: elaboración propia.

Por un lado, vemos que el efecto de un choque de la tasa de desempleo masculino es sustancialmente mayor que el femenino en cuanto a la variación del crecimiento económico, lo cual va en línea con la hipótesis ya planteada de la mayor productividad marginal del empleo masculino.

La variación del desempleo masculino es explicada mayormente por sí misma y en segundo lugar por el choque de crecimiento, siendo despreciable el efecto del desempleo femenino. Sin embargo, sí encontramos que la variación del desempleo femenino responde a las otras dos variables, lo que es consistente con los resultados anteriores.

Por otro lado, llama la atención la importancia del componente auto regresivo de U_H , lo cual podría estar asociado a la hipótesis de histéresis que refiere a la permanencia del efecto (desempleo) no obstante que la causa (choque de crecimiento) haya desaparecido.

CONCLUSIONES

A través de un modelo UVAR con impulsos generalizados apoyado en una regresión lineal, identificamos relaciones relevantes de las variables consideradas para el periodo 2000.2-2011.1 desagregando el desempleo por sexo en la ley de Okun.

Destacamos los hechos estilizados de las tasas de desempleo por sexo y también los resultados de las estimaciones econométricas que nos permiten llegar a las siguientes conclusiones puntuales:

1. A partir del cuarto trimestre de 2008 la tasa de desempleo femenina comienza a ser menor que la tasa de desempleo masculina a pesar de la creciente incorporación de la mujer al mercado laboral.
2. Encontramos causalidad en el sentido de Granger de la variación del desempleo femenino al desempleo masculino, lo cual podría pensarse como un efecto de desplazamiento de la ocupación femenina por la masculina. Sin embargo, en virtud de que el impulso respuesta es no significativo, no podemos sostener esta hipótesis.
3. El impacto del crecimiento económico tiene un efecto negativo e inmediato en la variación del desempleo masculino, mientras que en el desempleo de las mujeres se da de manera más lenta pero más intensa.

4. El peso de la tasa de desempleo de los hombres en el crecimiento del producto es el doble de las mujeres, lo cual sugiere que la productividad laboral de los hombres es mayor que la de las mujeres. Esto puede explicarse por la mayor participación masculina en el sector formal de la economía que tiende a tener una función de producción más intensiva en capital.
5. Existe una importante relación negativa del desempleo masculino con el crecimiento económico y en el caso del desempleo femenino con el crecimiento económico la reacción es más lenta. No parece existir evidencia estadística robusta de desplazamiento de mujeres a hombres, aunque parece existir un efecto de *crowding out* del desempleo de los hombres al de las mujeres después de seis trimestres. Esto también podría adjudicarse a la hipótesis anterior en cuanto a que existen funciones de producción diferentes para cada sexo, en donde la productividad marginal de los hombres es mayor que la de las mujeres, en virtud de que los hombres se ocupan mayormente en el sector formal de la economía.
6. Encontramos un alto componente auto regresivo en U_H , lo cual sugiere presencia de histéresis sólo en los hombres, lo que también puede explicarse por la hipótesis anterior.

BIBLIOGRAFÍA

- Alcaraz, C., 2009. Informal and formal labour flexibility in Mexico. *Desarrollo y Sociedad*, 63.
- Brown, F. y Domínguez, L., 2010. La desigualdad salarial de género en un contexto de apertura. En: Brown, F. y Domínguez, L. coords. *México: desigualdad económica y género*. México: Facultad de Economía, UNAM.
- Chamberlin, G., 2011. Okun's law revisited. *Economic & Labour Market Review*. February.
- INEGI, 2011. *Banco de Información Económica* [en línea]. Disponible en: <<http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/cgi-win/bdieinti.exe/Consultar>> [Consultada el 10 de junio de 2011].
- Islas-Camargo, A. y Cortez, W., 2011. *Revisiting Okun's Law for Mexico: An Analysis of the Permanent and Transitory Components of Unemployment and Output* [mimeo]. 2011 ed. México: Departamento de Estadística, Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM) y Departamento de Métodos Cuantitativos, CUCEA, Universidad de Guadalajara. Disponible en: <<http://mpr.ub.uni-muenchen.de/30026/>>.
- Lang, D. y de Peretti, C., 2009. *A Strong Hysteretic Model for Okun's Law: Theory and Preliminary Investigation*. Francia: Université de la Méditerranée.

- Loría, E. y Ramos, M., 2007. La ley de Okun: una relectura para México, 1970-2004. *Estudios Económicos*, enero-junio.
- Loría, E. y de Jesús, L., 2011. The robustness of Okun's law: evidence from Mexico. A quarterly validation, 1985.1-2006.4. En: Angeles-Castro, G., Perrotini-Hernández, I. y Ríos-Bolívar, H. editors. *Market Liberalism, Growth, and Economic Development in Latin America*. Londres y Nueva York: Routledge, pp. 264-276.
- Loría, E., Márquez, J. y Salas, E., 2012. Crecimiento y precarización del empleo femenino en México 2000.II-2009.IV [en prensa]. *Papeles de Población*. México: Universidad Autónoma del Estado de México.
- Okun, A., 1962. Potential GNP: its measurement and significance. En: Pechman, J. comp. *Economics for Policymaking*, Cambridge, MA: The MIT Press (reimpreso, 1983).
- Pesaran, H. y Shin, Y., 1998. Impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*, 58.

ANEXO ESTADÍSTICO

CUADRO 1A
Pruebas de raíces unitarias en niveles
y primeras diferencias, 2000.2-2011.1

	ADF			PP			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	A	B
y	-1.83	-0.90	1.79	-4.59*	-1.73	1.68	0.11*	0.75
Δy	-3.21	-3.24*	-2.63*	-15.99*	-16.22*	-15.05*	0.14*	0.14
U_M	-3.26	-2.56	0.52	-4.17*	-3.12*	0.40	0.08	0.46*
ΔU_M	-3.06	-3.14*	-3.07*	-12.54*	-12.70*	-12.54*	0.16*	0.46
U_H	-2.99	0.49	1.71	-2.72	-0.35	3.34	0.15*	0.73*
ΔU_H	-3.04	-2.87	-2.33*	-10.62*	-10.31*	-9.98*	0.34*	0.39

Notas: el asterisco indica rechazo de la hipótesis nula a 5% de significancia. El modelo A (constante y tendencia), el modelo B (constante), el modelo C (sin constante y sin tendencia)

CUADRO 2A
Descomposición de varianza

Descomposición de varianza de y				
<i>Periodo</i>	<i>Error estándar</i>	y	ΔU_H	ΔU_M
1	0.0164	100.000	0.00000	0.00000
5	0.0231	59.0034	27.5396	13.4569
10	0.0277	46.8520	40.1374	13.0105
15	0.0309	39.5013	49.3426	11.1560
20	0.0330	35.9783	53.9227	10.0988
25	0.0343	34.0964	56.3658	9.53772
30	0.0353	32.7774	58.0565	9.16606
Descomposición de varianza de ΔU_H				
<i>Periodo</i>	<i>Error estándar</i>	y	ΔU_H	ΔU_M
1	0.2318	13.2711	86.7288	0.0000
5	0.3093	31.5705	65.8423	2.5871
10	0.3388	29.1878	67.9325	2.8796
15	0.3547	27.7549	69.2934	2.9515
20	0.3664	26.6443	70.4062	2.9494
25	0.3750	25.8935	71.1939	2.9124
30	0.3811	25.4111	71.6955	2.8932
Descomposición de varianza ΔU_M				
<i>Periodo</i>	<i>Error estándar</i>	y	ΔU_H	ΔU_M
1	0.3556	0.06556	3.75915	96.1752
5	0.4890	36.6524	4.60599	58.7416
10	0.5648	30.8563	23.2479	45.8957
15	0.6123	27.9867	32.1909	39.8223
20	0.6405	26.7688	36.4738	36.7573
25	0.6612	25.7680	39.4973	34.7345
30	0.6769	25.0364	41.7108	33.2527