
macroeconomía del desarrollo

Dinámica del empleo y crisis en América Latina: resultados de estimaciones de panel

Lucas Navarro

División de Desarrollo Económico

Santiago de Chile, septiembre de 2009



Este documento fue preparado por Lucas Navarro, consultor de la División de Desarrollo Económico, de la CEPAL, en el marco de las actividades del Programa de Cooperación CEPAL/AECID: “Políticas e instrumentos para la promoción del crecimiento en América Latina y el Caribe, Políticas de Empleo (AEC/08/003)”. Trabajo preparado para el Taller “Los retos que enfrenta la institucionalidad laboral”, División de Desarrollo Económico, CEPAL, 13 y 14 de abril de 2009

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad del autor y pueden no coincidir con las de la Organización. Se agradecen los valiosos comentarios de Carlos García, Daniel Heymann, Roxana Maurizio, Miguel Torres y Jürgen Weller.

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN versión impresa 1680-8843 ISSN versión electrónica 1680-8851

ISBN: 978-92-1-323338-2

LC/L.3106-P

N° de venta: S.09.II.G.87

Copyright © Naciones Unidas, mes de septiembre 2009. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Resumen	5
I. Introducción	7
II Estimaciones de demanda de trabajo dinámica	11
1. Especificación	11
2. Método de estimación	13
3. Apertura y Empleo	14
4. Ciclos Económicos y Empleo.....	15
III. Datos	17
IV. Resultados	19
1. Apertura y empleo	20
2. Ciclos de Empleo.....	21
V. Conclusiones	25
Bibliografía	27
Anexos	29
Serie Macroeconomía del desarrollo: números publicados	35

Índice de cuadros

CUADRO 1	MATRIZ DE CORRELACIONES (VARIABLES EN DIFERENCIAS)	12
CUADRO 2	ESTIMACIONES MCO, FE Y HHK VARIABLE DEPENDIENTE: CRECIMIENTO DEL EMPLEO AGREGADO (DLL)	14
CUADRO 3	EMPLEO, APERTURA Y TIPO DE CAMBIO REAL VARIABLE DEPENDIENTE: CRECIMIENTO DEL EMPLEO AGREGADO (DLL)	15
CUADRO 4	EMPLEO Y CICLOS VARIABLE DEPENDIENTE: CRECIMIENTO DEL EMPLEO ASALARIADO (DLLASAL) Y EMPLEO AGREGADO (DLL)	16

Índice de gráficos

GRÁFICO 1	EMPLEO, PIB Y SALARIO REAL, PROMEDIO 15 PAÍSES	12
-----------	--	----

Resumen

Este trabajo presenta estimaciones de demanda dinámica de trabajo usando información para 15 países de América Latina para las tres últimas décadas. Como principal resultado se encuentra un impacto negativo directo de ciclos económicos recesivos sobre la creación neta de empleo total y asalariado, e incluso un aumento de la elasticidad empleo-producto y reducción de la elasticidad empleo-salarios durante las recesiones. Esto sugiere que políticas destinadas a reducir costos laborales tendrían una eficacia reducida para combatir el desempleo durante las recesiones y que en cambio políticas dirigidas a estimular la demanda agregada fortalecerían su impacto positivo sobre la performance del mercado de trabajo en tiempos de crisis. En todos los casos los efectos encontrados en empleo asalariado son superiores a los efectos en empleo total, lo cual sugiere que los flujos de empleo hacia el sector informal podrían disminuir el impacto del menor crecimiento sobre el empleo total.

I. Introducción

Este trabajo estudia la dinámica del empleo agregado en América Latina desde una perspectiva macroeconómica usando datos anuales de las tres últimas décadas para 15 países de la región. La contracción de la economía mundial como efecto de la crisis financiera actual involucra sin dudas a los países en desarrollo y en particular a los de América Latina. Se espera entonces una reducción del crecimiento o incluso en el tamaño de muchas de las economías de la región. En este contexto, resulta de especial importancia analizar los efectos que la reducción esperada en la actividad económica podrá tener en los mercados de trabajo latinoamericanos. Algunos estudios ya han comenzado a reportar el impacto negativo de la crisis en el mercado laboral regional. Así, de acuerdo a CEPAL/OIT (2009) más de un millón de personas se sumó al grupo de desempleados entre el primer trimestre de 2008 y de 2009 en América Latina y el Caribe.

El análisis se considera relevante tanto desde un enfoque de ciclos económicos como estructural. Durante la década de los noventa se implementaron reformas en los países de la región que claramente afectaron el funcionamiento de sus mercados de trabajo (Weller, 2000, Peres y Stallings, 2000). Dichas reformas se realizaron en la dirección de fomentar la competencia a través de la desregulación de mercados y la apertura económica. Según Rodrik (1997) la mayor competencia resultante de la apertura económica y el mayor acceso a insumos importados implican no sólo efectos directos en el empleo sino también aumentos en la capacidad de respuesta del empleo a cambios en las variables macroeconómicas. En este contexto los mercados de trabajos se

tornarían más volátiles, dado que se espera que shocks negativos en el producto se trasladen en mayores respuestas del empleo y salarios que antes de las reformas¹.

Estos efectos pueden haber cambiado entonces el comportamiento del empleo en los ciclos.

A partir del enfoque tradicional de la teoría de la firma, la demanda de trabajo depende principalmente del nivel de actividad y del costo laboral. Desde una perspectiva de ciclos económicos surge la pregunta de cuál de los dos determinantes resulta de mayor importancia frente a un escenario recesivo como el actual. La respuesta es relevante debido a sus implicancias de política. En particular, ello puede informar sobre la potencial eficacia relativa de políticas keynesianas de estímulo a la demanda agregada comparadas con políticas de reducción del costo laboral. Así, si la elasticidad empleo-salario cae en las recesiones políticas destinadas a reducir el costo laboral tendrían limitada efectividad durante una recesión como la actual.

En el Gráfico 1 se presenta el promedio simple para los datos de los 15 principales países de la región del crecimiento anual del PIB, empleo y salario real para 2 años antes y después del último año en que el PIB tuvo un crecimiento negativo². En el gráfico el momento 0 corresponde al último año de recesión. Por ejemplo, para Argentina ese año es 2002 y para Chile es 1999. El gráfico muestra una alta correlación positiva en la dinámica de las tres variables. Esto es, tanto el empleo como los salarios reales tienen un comportamiento similar al del PIB en los años próximos a las recesiones. En ese sentido, la dinámica del salario real puede estar relacionada a la de la productividad laboral que es a partir del gráfico pro-cíclica. También se observa que, en promedio para los 15 países, un año antes y uno después del último año de recesión la dinámica del salario real y del PIB fue marcadamente similar con una correlación de 0,85. Sería de esperar que la caída del salario real tienda a atenuar la caída del empleo en una recesión y su aumento a reducir su recuperación. Por el otro lado, la fuerte caída del PIB en la recesión tendría un impacto negativo en el empleo que se revertiría con su posterior recuperación. Se hace entonces difícil saber sólo a partir de los datos cuál de los dos factores (salario real o actividad económica) es el más relevante para la dinámica del empleo en los ciclos, y en especial en las recesiones. Un objetivo de este trabajo será responder esta pregunta a partir de estimaciones econométricas.

En función de lo anterior, en primer lugar se estiman funciones de demanda de trabajo tradicionales a partir de estimaciones de paneles dinámicos. El reducido tamaño de la muestra es una potencial fuente de sesgos importante en las estimaciones. Para mitigar este problema, se utiliza una técnica de variables instrumentales para muestras pequeñas desarrollada por Hahn, Hausman y Kuersteiner (2007). Los resultados arrojan signos para las elasticidades empleo-producto y empleo-salarios de corto plazo consistentes con la evidencia internacional.

En segundo lugar, se analiza la relación entre apertura económica y empleo. Los resultados muestran un efecto positivo o nulo de las depreciaciones reales del tipo de cambio y aumentos en la intensidad de comercio en el empleo que operaría a través de reducciones en salarios reales.

Finalmente, se estiman funciones de demanda para empleo total y asalariado usando datos desde mediados de los noventa prestando especial atención al impacto del ciclo económico. Los resultados indican un desplazamiento hacia abajo de la función de demanda durante las recesiones junto con un aumento de la elasticidad empleo-producto. Esto es, las estimaciones indican un aumento en la respuesta del cambio del empleo asalariado al cambio del producto durante fases recesivas junto con una menor elasticidad empleo-salarios. En todos los casos los efectos en empleo asalariado son mayores a los efectos en empleo total. La menor respuesta del empleo total al ciclo sugiere una creciente capacidad de absorción del sector no asalariado, compuesto mayormente por trabajadores informales, de mano de obra expulsada del sector formal durante las recesiones. En este sentido, el creciente empleo en el sector informal moderaría el impacto agregado en empleo de la menor actividad económica.

¹ No obstante, usando datos industriales para Chile, Colombia y México, Fajnzylber y Maloney (2004) no encuentran que la liberalización comercial en esos países haya conducido a aumentos en las elasticidades empleo-salario.

² Los detalles sobre los datos utilizados se presentan en la Sección 3 de este trabajo.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la siguiente sección se presentan brevemente el marco teórico para las estimaciones y se discute la metodología empírica y las especificaciones a estimar. Luego, la Sección 3 describe los datos a utilizar y la Sección 4 discute los resultados. Finalmente se presentan las conclusiones (Sección 5). Al final del documento se incluye un Apéndice.

II. Estimaciones de demanda de trabajo dinámica

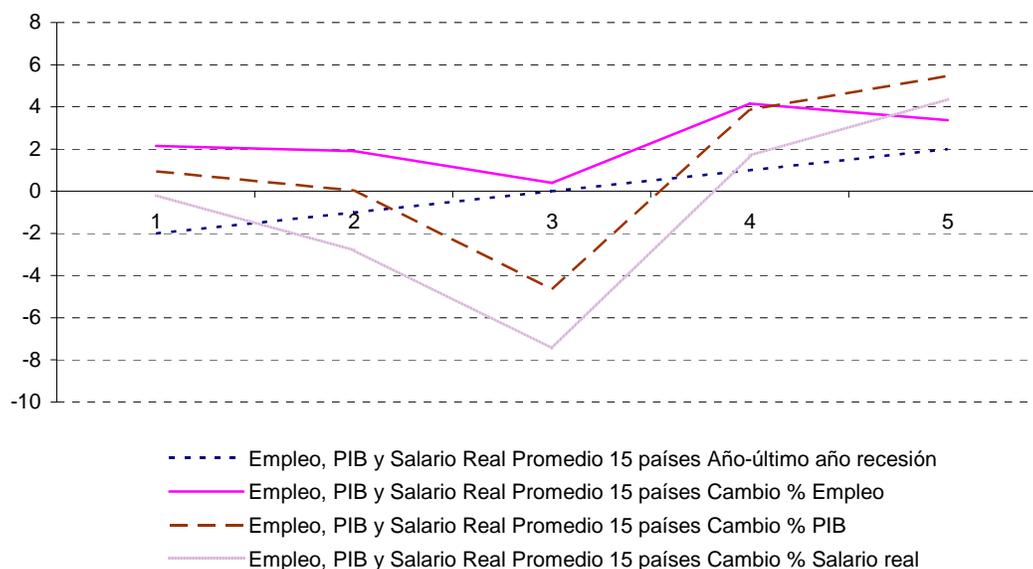
1. Especificación

A nivel teórico, la función de demanda de trabajo se deriva de la solución al problema de minimización de costos de una firma. Esto es, se asume una función de producción agregada para la economía del tipo $y=Af(k,l)$ en donde y es el PIB, A es un parámetro tecnológico neutral a la Hicks, k el stock de capital y l el nivel de empleo. Luego, se asume que el nivel de empleo es el que minimiza los costos de producción para la economía. La solución a ese problema expresada en logaritmos e ignorando el efecto de K implica que $\ln(l)=a\ln(w)+b\ln y$, en donde $a<0$ y $b>0$. Los cuatro principales problemas en la estimación de (1) son agregación, simultaneidad, autocorrelación y errores de medición (Hammermesh, 1993). Se reconoce que la estimación de elasticidades agregadas sólo refleja la respuesta neta de la demanda de trabajo a cambios en sus determinantes pero esconde dinámicas intrasectoriales. Idealmente, uno quisiera contar con micro datos al nivel de cada uno de los países para tener estimaciones de demanda de trabajo más confiables. Segundo, se reconoce que el salario no es completamente exógeno y resulta de la interacción de oferta y demanda de trabajo.

Si el salario se asume exógeno como en (1) entonces se está implícitamente suponiendo que la oferta de trabajo es perfectamente elástica al menos en el rango de variación de salarios observados. Tercero, las series de empleo y producto presentan alta correlación serial y pueden estar influidas por una fuerte tendencia.

Finalmente, la ecuación (1) tiene un problema de variables omitidas puesto que no se considera el efecto del precio de otros factores de producción en la demanda de trabajo³. La limitación de la información es la principal restricción para no poder reducir el impacto de estos potenciales problemas. La estimación de la especificación de (1) en diferencias no obstante ayudaría a reducir los inconvenientes mencionados. Ella reduce los problemas de correlación espuria de las series y también reduce la simultaneidad puesto que es de esperar que en el corto plazo las variaciones en salarios no estén relacionadas a cambios en la oferta laboral.

GRÁFICO 1
EMPLEO, PIB Y SALARIO REAL, PROMEDIO 15 PAÍSES



CUADRO 1
MATRIZ DE CORRELACIONES (VARIABLES EN DIFERENCIAS)

	dll	dly	dlw3	dlapert3	dltrcr3
dll	1				
dly	0,3830***	1			
dlw3	-0,0108	0,3373***	1		
dlapert3	0,003	-0,1351	-0,3747***	1	
dltrcr3	0,1396	-0,2744***	-0,2328***	0,5231***	1
Panel G15 (1980-2007)					
	dll	dly	dlw3	dlapert3	dltrcr3
dll	1				
dly	0,4749***	1			
dlw3	-0,0151	0,2711***	1		
dlapert3	0,0318	0,0533	-0,2216***	1	
dltrcr3	0,0473	-0,0585	0,1138**	0,5012***	1

Nota: *, **, *** indica significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

³ Hammermesh (1993) concluye luego de analizar los resultados de un gran número de trabajos, que el incorporar el precio de otros factores en (1) afecta sólo en escasa medida los resultados.

2. Método de estimación

La estimación de la demanda de trabajo se basa en una versión de (1) en diferencias. El número de observaciones por estimación es igual a NT , siendo N el número de países y T el número de observaciones temporales por país. La introducción de efectos fijos por país en (1) u_i permite controlar por el efecto de factores no observables específicos a cada país no capturados por cambios en producto y salarios. La ecuación (1) es estática por naturaleza y no considera por lo tanto costos de ajustes en el empleo. Esto es sin embargo tenido en cuenta en las estimaciones, incorporando el cambio en la variable dependiente rezagada en la especificación dinámica. Se estimó entonces la siguiente ecuación usando datos de panel,

$$dln(l_{it}) = a'dln(w_{it}) + b'dln(y_{it}) + c'dln(l_{it-1}) + e_{it}, \quad (2)$$

en donde $dln(x_{it}) = \ln(x_{it}) - \ln(x_{it-1})$, e_{it} es un error aleatorio $N(0,1)$ y $x = l, w, y$, $i = 1 \dots N$ y $t = 1 \dots T$. La especificación (2) tiene el problema de correlación entre la variable dependiente rezagada y el error. Dado que la especificación (2) proviene de una especificación en niveles, por construcción la variable dependiente rezagada $dln(l_{it-1})$ contiene parte de e_{it} estando ambos elementos correlacionados. Como consecuencia, $dln(l_{it-1})$ es débilmente exógeno en (2) y por lo tanto la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y la de efectos fijos (FE) son inconsistentes tal como lo sugiere Bond (2002). La solución más utilizada para enfrentar este problema es aplicar la técnica de Arellano y Bond (1991), que consiste en instrumentar la variable dependiente rezagada dentro del marco del método generalizado de momentos (GMM)⁴. De todos modos, dicha técnica es aplicable sólo para los casos en que $N > T$, condición que no se cumple con los datos en este estudio, y para muestras grandes lo cual derivaría en estimadores sesgados e ineficientes. Este problema parece ser particularmente importante en series en niveles con alta persistencia (como la de empleo) y se agrava entre otras causas cuanto menor sea el tamaño de la muestra y mayor el número de instrumentos utilizados. Hahn, Hausman y Kuersteiner (2007) proponen una técnica para paneles dinámicos y muestras pequeñas que, según lo demuestran, minimiza el uso de instrumentos y arroja estimadores de b' con mejores propiedades en términos de reducción de sesgos y precisión. Esta técnica también es una variante de GMM pero la diferencia con Arellano y Bond (1991) es que utiliza muchos menos instrumentos y de manera óptima lo cual es particularmente beneficioso para muestras pequeñas.

Si bien en diferentes aplicaciones, la técnica de Hahn et al. (2007) ha sido utilizada en muchos trabajos, como por ejemplo Brock y Franken (2003), Alfaro, Franken, García y Jara (2004) y Huang y Ritter (2009). El algoritmo consiste en estimar en una primera etapa el coeficiente de la variable dependiente rezagada (c') a partir de una regresión de los residuos de dos regresiones previas, los que son utilizados como instrumentos. En efecto Hahn et al. (2007) sugieren los residuos obtenidos a partir de (2) como instrumentos válidos. En primer lugar todas las variables se expresan en desvíos respecto a la media. De esta manera, el modelo pasa a ser expresado en diferencias multiperíodo en lugar de sólo primeras diferencias y además se remueven los efectos fijos.

Esto es, toda variable x_{it} se expresa como $ddl(x_{it}) = dln(x_{it}) - \text{media}(dln(x_{it}))$. El primer residuo se obtiene de una regresión entre la variable dependiente y las variables independientes, esto es

$$res^1_{it} = ddl(l_{it}) - a^1 * ddl(w_{it}) - b^1 * ddl(y_{it}),$$

en donde a^1 y b^1 son coeficientes estimados. El segundo residuo res^2_{it} proviene de la misma regresión anterior pero con todas las variables rezagadas un período. Del coeficiente de la regresión entre res^1_{it} y res^2_{it} se puede obtener un estimador c'^5 con el que se obtiene la variable $z_{it} = ddl(l_{it}) - c' * ddl(l_{it-1})$. Finalmente, los estimadores del resto de los coeficientes tales como a' y b' en (2) se obtienen de la regresión de z_{it} en las variables independientes, es decir

$$dln(z_{it}) = a'dln(w_{it}) + b'dln(y_{it}) + e_{it}.$$

⁴ Para una aplicación de Arellano y Bond (1991) en estudios de empleo para Chile ver, por ejemplo, Vergara (2005).

⁵ Al coeficiente de la regresión entre los residuos c^* se le debe aplicar una corrección de sesgo tal que $c^* = c^*(T+1)/T + 1/T$.

CUADRO 2
ESTIMACIONES MCO, FE Y HHK VARIABLE DEPENDIENTE:
CRECIMIENTO DEL EMPLEO AGREGADO (DLL)

Estimación	MCO	FE	HHK	MCO	FE	HHK
dly	0,336 [0,0566]***	0,325 [0,0416]***	0,319 [0,0608]***	0,2746 [0,0365]***	0,2785 [0,0448]***	0,249 [0,0372]***
dlw	-0,118 [0,0482]**	-0,109 [0,0408]**	-0,113 [0,0513]***	-0,0512 [0,0148]***	-0,0453 [0,0148]***	-0,046 [0,0142]***
dll(-1)	0,185 [0,1084]*	0,149 [0,1246]	0,279 [0,0812]***	0,0797 [0,0574]	0 [0,0584]	0,292 [0,0495]***
Observaciones	132	132	132	359	359	359
Países	6	6	6	15	15	15
R-cuadrado	0,21	0,17	0,14	0,28	0,28	0,22
Período	1985-2008	1985-2008	1985-2008	1980-2007	1980-2007	1980-2007
Efectos de Largo Plazo						
dly	0,412 [0,073]***	0,382 [0,0689]***	0,442 [0,0844]***	0,298 [0,0373]***	0,270 [0,0395]***	0,352 [0,0526]***
dlw	-0,145 [0,0608]**	-0,128 [0,0597]*	0,000 [0,0071]***	-0,056 [0,0160]***	-0,045 [0,0067]***	-0,065 [0,0201]***

Nota: Este cuadro reporta los resultados de regresiones de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Efectos Fijos (FE) y de Hahn, Hausman y Kuersteiner (HHK) de la especificación (2), para las muestras G6 (columnas 2-4) y G15 (columnas 5-7). También se reportan los efectos de largo plazo derivados de las estimaciones. Debajo de cada coeficiente, se reportan entre corchetes los errores standard robustos. Los símbolos *, **, y *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

3. Apertura y Empleo

Se realizarán dos extensiones a la especificación (2). Por un lado se considerará el impacto de la apertura, medida como la suma de exportaciones más importaciones como porcentaje del PIB (*apert*), y también del tipo de cambio real (*tc*). Se asumirá que ambas variables afectan (1) mediante un cambio en el parámetro A^6 . Luego se llegará a estimar la siguiente ecuación

$$dln(l_{it}) = a'dln(w_{it}) + b'dln(y_{it}) + c'dln(l_{it-1}) + d'dln(comercio_{it}) + e_{it} \quad (3)$$

en donde $comercio = apert$, tc . No se incluirá *apert* y *tc* en la misma estimación debido a su alta correlación lo que puede sesgar las estimaciones de otros parámetros. La especificación (3) puede incluso presentar el problema de una alta correlación entre $dln(w_{it})$ y las variables de comercio lo que también generaría un problema de multicolinealidad al principal costo de aumentar el error standard de los coeficientes estimados. Este problema se hace especialmente para el caso de muestras pequeñas como es el caso de este trabajo.

La evidencia empírica para América Latina del impacto de la apertura sobre el empleo no es conclusiva (BID, 2003). Márquez y Pagés (1997), Peres y Stalling (2000) y Weller (2000) encuentran un efecto negativo aunque de tamaño variable de la apertura en el empleo agregado y un impacto positivo de las depreciaciones reales. Por otra parte Haltiwanger, et al. (2004) encuentran una relación positiva entre creación neta de empleo y apreciaciones reales. Finalmente, Galindo et al. (2007) observan a partir de datos desagregados industriales que depreciaciones reales tienden a aumentos en el empleo en industrias con niveles de deudas en dólares bajas y a reducciones en industrias altamente endeudadas en moneda extranjera⁷.

⁶ Otra hipótesis que se sugiere más adelante es que estas variables podrían entrar en (2) indirectamente afectando w_{it} .

⁷ Esta observación es consistente con Cavallo et al. (2004) en su análisis del impacto de shocks en el tipo de cambio en la actividad económica.

CUADRO 3
EMPLEO, APERTURA Y TIPO DE CAMBIO REAL
VARIABLE DEPENDIENTE: CRECIMIENTO DEL EMPLEO AGREGADO (DLL)

	dll	dll	dll	dll	dll	dll	dll	dll
dlapert	0,1044 [0,0486]**				0,0775 [0,0452]*			
dlexp		0,1335 [0,0634]**				0,1101 [0,0672]		
dlimp			-0,0995 [0,0324]***				-0,09 [0,0314]***	
dltr				0,1014 [0,0277]***				0,0935 [0,0256]***
dly	0,2853 [0,0578]***	0,3042 [0,0594]***	0,3799 [0,0650]***	0,3561 [0,0654]***	0,3103 [0,0620]***	0,3255 [0,0630]***	0,3984 [0,0653]***	0,375 [0,0680]***
dIw					-0,069 [0,0515]	-0,066 [0,0568]	-0,0715 [0,0502]	-0,0648 [0,0470]
Observaciones	126	126	126	126	126	126	126	126
Países	6	6	6	6	6	6	6	6
Período	1985-2008	1985-2008	1985-2008	1985-2008	1985-2008	1985-2008	1985-2008	1985-2008
R-cuadrado	0,15	0,16	0,18	0,19	0,16	0,17	0,19	0,21
dlapert	0,0147 [0,0148]				0,0017 [0,0159]			
dlexp		0,0016 [0,0198]				0,009 [0,0206]		
dlimp			-0,0423 [0,0131]***				-0,0418 [0,0126]***	
dltr				0,0256 [0,0099]**				0,0319 [0,0108]***
dly	0,2149 [0,0376]***	0,2172 [0,0384]***	0,2481 [0,0377]***	0,2193 [0,0376]***	0,2506 [0,0378]***	0,2504 [0,0381]***	0,2795 [0,0364]***	0,2581 [0,0372]***
dIw					-0,0453 [0,0155]***	-0,0462 [0,0136]***	-0,0397 [0,0140]***	-0,0531 [0,0127]***
Observaciones	378	378	378	378	359	359	359	359
Países	15	15	15	15	15	15	15	15
Período	1980-2007	1980-2007	1980-2007	1980-2007	1980-2007	1980-2007	1980-2007	1980-2007
R-cuadrado	0,18	0,18	0,21	0,19	0,22	0,22	0,26	0,25

Nota: Este cuadro reporta resultados de regresiones del empleo con el volumen de comercio, exportaciones, importaciones y el TCR en diferencias (columnas 2-3) y de la especificación (3) (columnas 4-5) para las muestras G6 y G15. Debajo de cada coeficiente, se reportan entre corchetes los errores standard robustos. Los símbolos *, **, y *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

4. Ciclos Económicos y Empleo

Otra extensión de interés en (2) es la relativa al impacto diferencial que pueda tener el ciclo económico en la demanda de trabajo. Para ello se estimará la siguiente ecuación

$$dln(l_{it}) = [a' dln(w_{it}) + b' dln(y_{it}) + c' dln(l_{it-1})][1 + f' REC_{it}] + g' REC_{it} + e_{it}, \quad (4)$$

en donde REC representa una variable dummy tomada de Gutiérrez (2007) para el caso en que el país se encuentra en una fase de desaceleración del producto. También se considerará como definición alternativa de REC una dummy que asume el valor 1 si el crecimiento del PIB es negativo. Como puede observarse, la especificación (4) admite no sólo un cambio de posición de la curva de demanda agregada de trabajo durante las recesiones sino también cambios en las elasticidades de corto plazo de empleo y producto. Así valores positivos de $b'f'$ y $a'f'$ indicarán un aumento en valor absoluto de la elasticidad empleo-producto y disminución de la elasticidad empleo-salarios durante las recesiones, respectivamente. Luego, las elasticidades empleo-salarios y empleo-producto de corto plazo en tiempos de recesión equivalen a $a'(1+f')$ y $b'(1+f')$, respectivamente.

En orden a capturar una mejor estructura de rezagos en (2), (3) y (4) pero reconociendo la limitación en el número de observaciones las variables de cambios en salarios, TCR y volumen de

comercio corresponden a cambios en un promedio simple de las observaciones entre t , $t-1$ y $t-2$ (los tres últimos años).

CUADRO 4
EMPLEO Y CICLOS VARIABLE DEPENDIENTE:
CRECIMIENTO DEL EMPLEO ASALARIADO (DLLASAL) Y EMPLEO AGREGADO (DLL)

	dllasal	dllasal	dll	dll	dll	dll
dly	0,411 [0,0621]***	0,305 [0,0596]***	0,225 [0,0386]***	0,194 [0,0366]***	0,201 [0,0529]***	0,175 [0,0427]***
dlw	-0,178 [0,0937]*	-0,225 [0,0994]**	-0,079 [0,0459]*	-0,122 [0,0503]**	-0,047 [0,0135]***	-0,070 [0,0243]***
REC	-0,007 [0,0070]	-0,021 [0,0063]***	-0,002 [0,0039]	-0,007 [0,0043]	-0,008 [0,0047]	-0,007 [0,0051]
dlyREC		0,442 [0,1292]***		0,133 [0,0730]*		0,064 [0,1325]
dlwREC		0,193 [0,1507]		0,134 [0,0748]*		0,031 [0,0325]
Observaciones	91	91	96	96	359	359
Países	8	8	8	8	15	15
Período	1994-2007	1994-2007	1994-2007	1994-2007	1980-2007	1980-2007
R-cuadrado	0,33	0,4	0,25	0,28	0,23	0,23
Efectos totales						
dly+dlyREC		0,747 [0,1175]***		0,327 [0,0654]***		0,238 [0,1250]*
dlw+dlwREC		-0,032 [0,1135]		0,012 [0,05636]		-0,039 [0,0194]**

Nota: En las columnas 2 a 5 se reportan los resultados de regresiones de la especificación (4). La muestra incluye los ocho países incluidos en Gutiérrez (2007), de donde se obtiene la variable REC. Se presentan los resultados para empleo asalariado (columnas 2-3) y total (columnas 4-5). Las columnas 6 y 7 presentan los resultados para 15 países y tomando como medida de recesión una caída del PIB. Los datos de empleo asalariado sólo están disponibles para el período 1994-2007. También se reportan los efectos totales dlw y dly derivados de la interacción con REC. Debajo de cada coeficiente, se reportan entre corchetes los errores standard robustos. Los símbolos *, **, y *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

III. Datos

Dada la importancia de la información sobre empleo para este estudio es necesario destacar que no es fácil contar con series largas y confiables de empleo agregado para los países de América Latina y el Caribe. Este trabajo utiliza datos de empleo obtenidos de dos maneras alternativas. Por una parte, se cuenta con series de empleo agregado provenientes de encuestas de hogares de seis países para el período 1985-2008. Estos datos corresponden a una revisión y actualización de los usados en la Tabla IV.1 de Weller (2000). Los países considerados son Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica y México. Por otra parte, se estimaron series de empleo agregado para 15 países para el período 1980-2007 usando información de BADEINSO (Base de Indicadores Sociales, CEPAL) sobre tasas de desempleo urbano (u) y estimaciones de población económicamente activa (PEA) provenientes de OIT. Luego, para cada observación el empleo l_{it} se obtiene como $l_{it}=(1-u_{it})PEA_{it}$. El resto de la información utilizada proviene de las bases de datos de CEPAL. El set de datos ampliado (incluyendo 15 países) presenta algunos casos de observaciones de variables no disponibles.

Se cuenta entonces con dos paneles, un panel balanceado de 132 observaciones (6 países, 22 años) y uno desbalanceado de 365 observaciones para 15 países y 26 puntos en el tiempo. Para facilitar la exposición, los términos G6 y G15 harán referencia al primer y segundo panel, respectivamente. En el Apéndice se presentan las estadísticas descriptivas para cada país en los dos paneles para las principales variables utilizadas.

El Cuadro 1 presenta las correlaciones entre las variables de interés en este estudio. El análisis de correlaciones, si bien no permite hacer

consideraciones de causalidad, da una idea de la relación entre las direcciones en las que se han comportado las variables. También debe notarse que se trata de correlaciones incondicionales de a pares, esto es sin controlar por la dinámica de otras variables, tal como se hará en la sección siguiente.

En todos los cuadros del trabajo, dlx representa la diferencia de logaritmos (cambio porcentual) de $x=l, y, w, apert, tcr$, en donde l representa empleo agregado, e y representa producto. Las variables $w, apert$ y tcr son los promedios de los tres últimos años de los salarios reales, volumen de comercio como porcentaje del PIB y tipo de cambio real (TCR), respectivamente.

Como puede notarse, se destaca para ambos paneles una correlación incondicional positiva y estadísticamente significativa entre cambios en el empleo y cambios en el PIB. La correlación del crecimiento del empleo con el resto de las variables no resulta estadísticamente significativa como para ser analizada. El encontrar correlación cero entre salarios y empleo en esta etapa del análisis no implica necesariamente la ausencia de relación entre las variables, como se verá en la sección siguiente.

Por otra parte, la correlación positiva y estadísticamente significativa producto-salarios reales en diferencias puede atribuirse a que la dinámica de los salarios refleja en parte incrementos en productividad laboral.

Los resultados del Cuadro 1 también indican para ambos paneles una débil correlación negativa entre el crecimiento del producto y depreciaciones reales que es estadísticamente significativa en el primer panel. Si bien las depreciaciones reales benefician a los sectores exportadores, ellas encarecen las importaciones de bienes e insumos y también aumentan el valor de las deudas en moneda extranjera teniendo un impacto negativo en la actividad económica. Estos últimos factores parecen dominar la correlación $dly-dltcr$ del cuadro. Como se notara anteriormente estas correlaciones no controlan por la dinámica de otras variables que pueden afectar las variables analizadas. Así por ejemplo, esta correlación negativa entre depreciaciones reales y crecimiento puede estar influenciada por episodios de fuertes devaluaciones y recesiones como las de México en 1994 y Argentina en 2002⁸.

También se observa para ambas muestras y a niveles de confianza estadísticamente aceptables, una correlación negativa entre las diferencias en salarios reales y el volumen de comercio. Si bien el análisis de correlaciones impide hablar de causalidad, estos resultados pueden interpretarse tanto por la mayor presión competitiva de un mayor flujo de importaciones en los salarios reales como por el efecto en exportaciones de salarios reales más competitivos, tal como se analizará más adelante.

Finalmente en lo que respecta al Cuadro 1, se encuentra una asociación negativa y estadísticamente significativa entre cambios en salarios reales y cambios en el TCR en la muestra de 6 países aunque positiva para la muestra ampliada. Tanto a nivel teórico como empírico la relación entre salarios reales y tipo de cambio real es inconclusa (Campa y Goldberg, 2001; Goldberg y Tracy, 2003). Desde un punto de vista microeconómico, una depreciación real puede estimular la producción local, la demanda de trabajo y luego tener un efecto positivo en salarios reales. Por otra parte, al aumentar el costo de insumos importados que pueden ser complementos al trabajo, una depreciación real puede tener un efecto negativo en la demanda de trabajo y en salarios⁹.

En lo que refiere a los datos aquí presentados, esta correlación puede capturar por un lado una vinculación entre inflación y apreciaciones reales para el caso en que los salarios no están perfectamente indexados por inflación y, tal como lo muestra la literatura, la ley de paridad de poder compra del tipo de cambio (PPP) no se cumple. Por otra parte una correlación negativa puede explicarse por el efecto de aumentos reales de productividad que pueden llevar a mejoras de salarios reales y una apreciación del TCR. Los resultados del Cuadro 1 parecen reflejar un dominio de esta segunda explicación para la muestra de 6 países y de la primera para la muestra ampliada.

⁸ Ver Agenor y Montiel (1996) para una revisión de la literatura sobre el efecto de depreciaciones reales en actividad económica.

⁹ Más aún, Mishra y Spilimbergo (2009) consideran un efecto positivo de aumentos del TCR en salarios reales en países con alta movilidad internacional de la fuerza de trabajo. En este caso, una depreciación del tipo de cambio incentiva a la emigración y ello puede conducir a una reducción de la oferta laboral local y a aumentos de salarios reales.

IV. Resultados

El Cuadro 2 resume los resultados de estimaciones de (2) usando MCO, FE y la técnica de Hahn, Hausman y Kuersteiner, que se denota por HHK, para las dos muestras mencionadas anteriormente. Los resultados difieren entre los dos paneles pero dentro de ellos son bastante similares para las tres estimaciones. Se destaca no obstante un mayor coeficiente, y estadísticamente significativo al 1%, para la variable dependiente rezagada en las estimaciones HHK con ambos paneles. Esto refleja las mejores propiedades de los estimadores obtenidos con esta técnica. Por este motivo, el resto de los cuadros de este trabajo sólo incluirán los resultados de las estimaciones HHK.

En primer lugar, tal como predice la teoría y en líneas con la literatura, los resultados reflejan elasticidades empleo-producto y elasticidades empleo-salarios reales positivas y negativas, respectivamente. Así, para ambas estimaciones los coeficientes de cambios en el PIB y en salarios son siempre estadísticamente significativos¹⁰.

Por un lado, usando los datos del panel G6 (columnas 2, 3 y 4), la elasticidad de corto plazo empleo-producto se encuentra en el rango [0,32, 0,34] mientras que la elasticidad empleo-salarios varía entre -0,11 y -0,12. El coeficiente de la variable dependiente rezagada presenta mayor variación entre las estimaciones en el rango [0,15,0,28]. Nótese que excepto para el caso del coeficiente de esta última variable en la estimación FE, los estimadores son estadísticamente significativos a niveles aceptables de confianza.

¹⁰ Esto puede parecer contradictorio con la ausencia de correlación entre salarios reales y empleo encontrada en el Cuadro 1 pero no lo es. Las estimaciones del Cuadro 2 indican que para un producto constante, mayores salarios reales tienden a reducir el empleo. En el Cuadro 1 claramente hay diversos factores que afectan la correlación empleo-salarios y justamente uno de ellos es la dinámica del producto, que como se vio está positivamente asociada a cambios en salarios reales.

El hecho de que los coeficientes de la variable dependiente rezagada sean relativamente pequeños deriva en que los efectos de largo plazo sean sólo moderadamente superiores a los de corto plazo. En efecto, ocurre que los impactos de corto plazo explican un 80% de los efectos totales. Así, para el caso de la elasticidad empleo-producto la elasticidad promedio de largo plazo para las tres estimaciones es de 0,33 y 0,41 en el corto y largo plazo, respectivamente. Estos coeficientes son algo inferiores a los reportados en Weller (2000) que usa la misma base de datos pero hasta 1998. Si bien no son estrictamente comparables debido a que la especificación es levemente distinta, estos resultados indicarían una tendencia hacia la disminución de la respuesta del empleo a cambios en el PIB en los últimos diez años.

Los resultados obtenidos a partir de la muestra de 15 países (columnas 5, 6 y 7) son en líneas generales cualitativamente similares a los descritos en el párrafo anterior aunque los coeficientes presentan magnitudes marcadamente inferiores. Como se puede observar, el coeficiente de cambios en el PIB desciende a 0,27 y el de salarios a cerca de -0,05 en promedio. Al igual que en el caso de la estimación del panel de 6 países, también se observan mayores diferencias entre las distintas estimaciones en el coeficiente de la variable dependiente rezagada, aunque los efectos de corto y largo plazo son similares.

¿A qué se deben las diferencias en las elasticidades obtenidas con los dos paneles? Además de notar que las series temporales son levemente distintas, es probable que el grupo de países incluidos en G6 cuente con una estructura productiva y tecnológica diferente a la de los otros países que forman parte del panel G15. Siguiendo a Hamermesh (2004), las diferencias en elasticidades pueden involucrar diferencias radicales en la composición del producto e incluso en la tecnología usada para producir productos idénticos entre los países. De hecho, una diferencia marcada entre las características de las dos muestras de países es que en el panel G15 se incluyen economías con mayor presencia del sector rural y menor porcentaje de empleo asalariado. Así, en base a los últimos datos disponibles de CEPALSTAT se observan marcadas diferencias en la composición de la mano de obra ocupada por categoría ocupacional y sector de actividad entre los países incluidos en las dos muestras. Así, con datos de entre 2003 y 2007 según el país, se observa que los grupos de asalariados y cuenta propistas representan, respectivamente, el 67,4% y 24% para los países que integran el panel G6 y 57,6% y 33% para el resto de países que se incluyen en el panel G15. Por su parte el empleo en el sector agrícola en los países del panel G6 y el resto de países representa el 15% y 25,2%, respectivamente.

1. Apertura y empleo

La especificación (3) incorpora la hipótesis de que los procesos de apertura, como los experimentados por muchos países de la región en las últimas décadas, tienen un impacto en la demanda de trabajo. A nivel teórico y empírico la respuesta a cuál es el impacto de la apertura en el empleo es ambigua¹¹.

Un mecanismo mediante el cual la mayor competitividad puede impactar en el empleo es a través de reducciones de salarios reales. De ser así, la especificación (3) presentaría un problema de multicolinealidad. Como se observa en el Cuadro 1, existe también una alta correlación entre los volúmenes de comercio y el tipo de cambio real. Las columnas 2 a 5 del Cuadro 3 presentan entonces los resultados de regresiones de la especificación (3) pero sin incluir la variable de salarios reales¹². Las columnas 4 y 5 consideran el impacto diferenciado que en la variable de apertura puedan tener las exportaciones (*dlexp*) y las importaciones (*dlimp*).

En el caso del panel G6, se encuentra que tanto una mayor profundidad del comercio como las depreciaciones reales afectan positivamente la creación de empleo neto. De acuerdo a los resultados de las columnas 3 y 4, ese efecto positivo de la apertura sobre el empleo es dominado por el efecto positivo de las exportaciones (*dlexp*) y no así de las importaciones (*dlimp*), que afectarían negativamente el

¹¹ Para una discusión ver por ejemplo BID(2003).

¹² Dado que no se analizarán los efectos de largo plazo, no se reportan los coeficientes de la variable dependiente rezagada. De todos modos los coeficientes son bastante similares a los del Cuadro 2 para el modelo HHK.

empleo. Similares resultados, aunque no siempre estadísticamente significativos, surgen de las estimaciones en base a la muestra G15. Como se puede notar, la inclusión de tanto la variable de apertura como el TCR no parecen afectar en gran medida los coeficientes que miden el impacto del crecimiento del producto en el empleo.

Las columnas 6 a 9 del Cuadro 3, en tanto, muestran los resultados de la estimación de (3) incluyendo la variable de salarios reales. Allí se observa que la estimación HHK del Cuadro 2 con los datos G15 es poco sensible a la incorporación de las variables de comercio exterior. Distintos resultados arroja la estimación con datos de 6 países (panel G6). Allí puede notarse que la inclusión de todas las variables de comercio junto con dlw parece generar problemas de colinealidad con los salarios siendo que en todos los casos el coeficiente de salarios pasa a ser estadísticamente no distinto de cero. De hecho, como puede observarse, aún cuando el salario real afecta la creación de empleo en la estimación (2) el efecto pasa a ser no estadísticamente significativo en la estimación (3). Esto sugiere entonces que el problema de colinealidad no sería menor.

Este resultado no es sorprendente dada la discusión sobre las correlaciones entre cambios en salarios, tipo de cambio real y apertura realizada en la sección anterior. Más aún, los resultados de regresiones con efectos fijos por país y en diferencias de los salarios reales con volumen de comercio ($d\text{lapert}$) y el tipo de cambio real ($d\text{ltr}$) son consistentes con las correlaciones correspondientes del Cuadro 1. Esto es, los datos del panel G6 indican que la mayor apertura (dominada por el efecto de las exportaciones) y en menor medida las depreciaciones del tipo de cambio real se asocian negativamente con los salarios reales. Estas estimaciones se presentan en el Cuadro A3 del Apéndice. Estos resultados junto con los del Cuadro 3 sugieren que la evidencia parcial de efectos positivos de la apertura en empleo podría operar a través de un efecto indirecto de la apertura via reducciones en salarios reales.

2. Ciclos y empleo

En esta subsección se presentan los resultados de la estimación de (4) para los 8 países incluidos en Gutiérrez (2007) utilizando series de empleo asalariado y total para 1994-2007 y empleo total para 1980-2007¹³. Lamentablemente no se cuenta con una serie de empleo asalariado más larga, e incluso existen algunas observaciones no disponibles para algunos de los países incluidos en la muestra.

La especificación (4) presentada anteriormente controla por el efecto diferencial sobre la demanda de empleo de las recesiones, efecto que se captura a través de la dummy REC. Usando series anuales para 8 países de la región, Gutiérrez (2007) identifica fases de aceleración y desaceleración del producto cuando el ciclo obtenido de un filtro a la Hodrick-Prescott del PIB por habitante presenta tres años consecutivos a la alza y baja, respectivamente. Los períodos en donde no existe una tendencia marcada se definen como estables. La dummy REC entonces asume el valor 1 cuando el país se encuentra en una fase de desaceleración del producto per cápita. El Cuadro A4 del Apéndice presenta las estadísticas descriptivas para el cambio en el empleo total, asalariado y para REC para el período 1994-2007 bajo análisis. Un problema que presenta esta variable es que no captura exclusivamente períodos de caídas en la actividad económica. El problema en particular para esta serie es que prácticamente no hay períodos de contracciones económicas en los países considerados en el período de tiempo cubierto.

En series más largas sí es posible identificar mayores períodos de contracciones de actividad. Por ello, se estimó (4) con las series de empleo total para el panel G15 definiendo una recesión como un período en donde la tasa de crecimiento del PIB es negativa. Los resultados correspondientes se reportan en las columnas 6 y 7.

¹³ Los datos de empleo total usados en esta subsección provienen del panel G15. Los países considerados son Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, México, Perú y Venezuela.

El Cuadro 4 resume los resultados de las estimaciones de demanda de trabajo¹⁴. Las especificaciones de las columnas 2, 4 y 6 surgen de agregar sólo la dummy *REC* a la ecuación de demanda de trabajo en diferencias inicial (2). En primer lugar, se observan elasticidades empleo-producto y empleo-salario sustancialmente mayores para la demanda de empleo asalariado en relación a empleo total. En segundo lugar, el coeficiente de *REC* es negativo en todos los casos aunque no estadísticamente significativo.

En tanto, las columnas 3, 5, y 7 muestran los resultados de la estimación de (4) para empleo asalariado y total según corresponda. Los signos positivos y en algunos casos estadísticamente significativos para *dlyREC* y *dlwREC* indican un aumento en valor absoluto de la elasticidad empleo-producto y reducción de la elasticidad empleo-salarios durante las desaceleraciones.

Las últimas filas del Cuadro 4 reportan los coeficientes de los efectos totales de cambios en producto y salarios reales en empleo durante recesiones obtenidos a partir de la estimación de la especificación (4). Dichos coeficientes representan las elasticidades empleo-producto y empleo-salarios de corto plazo en tiempos de recesión y equivalen en la ecuación (4) a $a'(1+f')$ y $b'(1+f')$, respectivamente. En todos los casos los coeficientes de *dly+dlyREC* son mayores que los de *dly* y estadísticamente significativos.

Para el caso del empleo asalariado la elasticidad empleo-producto pasa de 0,3 en tiempos estables y de aceleración del producto a casi 0,75 durante las recesiones. Si bien en menor medida, el empleo total también aumenta sustancialmente su respuesta a cambios en el PIB durante las recesiones (columnas 5 y 7).

Por su parte, el coeficiente de salarios en la ecuación con empleo asalariado se reduce de -0,22 en tiempos de estabilidad y aceleración del PIB a -0,03 en las recesiones. También parece encontrarse una tendencia hacia la desconexión entre salarios y empleo total durante las recesiones. Así, en la estimación de la columna 7 del Cuadro 4 que considera como medida de recesión un crecimiento negativo del producto, el coeficiente de salarios pasa de -0,07 en tiempos estables y booms a -0,04 en recesiones.

Una primera explicación a estos resultados es que la demanda de trabajo de las firmas se encuentra restringida por la demanda por sus productos en las recesiones y que caídas en salarios no serían suficientes para incentivar a la generación de empleo. En otras palabras, es la demanda por el producto de las firmas el factor dominante de la demanda de empleo durante las recesiones. En este marco, seguramente el factor expectativas también ha de ser importante. Así por ejemplo aún cuando existan subsidios a la contratación de empleo en épocas de recesiones las firmas no necesariamente aumentarán el empleo si no esperan una recuperación de la demanda por sus productos.

También se puede explicar los resultados del Cuadro 4 a partir de dos de las tradicionales reglas de Marshall de la demanda derivada de factores (Hammermesh, 1993). (i) Por un lado, si un shock negativo de demanda implica despidos es de esperar que la participación del costo laboral en el costo total de producción de las firmas se reduzca y por lo tanto que las firmas terminen siendo menos responsivas a cambios de salarios.

En este marco la demanda de trabajo se tornaría más sensible a la demanda por el producto de las firmas que al salario. (ii) Adicionalmente, si la elasticidad de demanda del producto cae en las recesiones las firmas encuentran menos incentivos a reducir precios y eso se traslada a una menor elasticidad empleo salario. Esto es, durante las recesiones el impacto que tendría una caída del salario en los precios no se traduciría en aumentos en la demanda del producto. Esta hipótesis podría apoyarse en la evidencia de una extensa literatura que encuentra que la elasticidad precio de la demanda del producto es pro-cíclica¹⁵, lo cual sería consistente con una menor elasticidad empleo-salarios en recesiones¹⁶.

¹⁴ Se omitió reportar los coeficientes de la variable dependiente rezagada, que resultaron muy similares a los del modelo HHK del Cuadro 2.

¹⁵ Ver por ejemplo Edmond y Veldkamp (2008). En esta literatura, la pro-ciclicidad de la elasticidad precio de la demanda del producto se deriva de la contra-ciclicidad de los markups, definidos como el cociente entre precios y costos marginales.

¹⁶ La pro-ciclicidad de la elasticidad de demanda del producto puede explicarse por un argumento de competencia imperfecta. En competencia imperfecta, las firmas producen por debajo de los niveles socialmente óptimos. La volatilidad del producto durante los ciclos implica que esa ineficiencia es contra-cíclica y puede esperarse entonces que el poder de mercado de las firmas aumenta en las recesiones cuando la producción cae. Una idea en esta línea puede encontrarse en Blanchard y Kiyotaki (1987).

Finalmente, la observación en todos los casos de mayores elasticidades del empleo asalariado en relación al empleo total sugiere un cambio en la composición del empleo durante las recesiones. El hecho que la destrucción de empleo asalariado sea muy superior a la destrucción de empleo total ante un menor crecimiento económico indicaría un comportamiento contracíclico del empleo informal. Esto ayudaría a reducir el impacto negativo de las recesiones sobre el empleo total¹⁷.

¹⁷ Este resultado se encuentra en línea con Loayza y Rigolini (2006) quienes observan un comportamiento contracíclico del empleo en formal en una muestra de países industrializados y en desarrollo. Maloney y Bosch (2008) encuentran con datos de Brasil y México que el porcentaje de empleo formal es contracíclico aunque no obstante los flujos de empleo formal a informal no son contracíclicos, sino procíclicos.

V. Conclusiones

En este estudio se estiman funciones de demanda de trabajo dinámica usando datos de 15 países de América Latina cubriendo el período 1980-2008.

Los resultados arrojan elasticidades empleo-producto y empleo-salarios de signos consistentes con la teoría y evidencia empírica internacional. Las magnitudes de las elasticidades son algo menores que los valores promedios reportados por Hammermesh (1993) para un gran número de trabajos. Uno de los motivos de tal divergencia es probablemente que lo que se reportan son efectos agregados netos. Se está perdiendo por lo tanto información respecto a diferencias de ajuste sectoriales y más aún dentro de sectores, tal como por ejemplo lo hacen los trabajos que estudian la creación y destrucción de empleos a nivel de establecimientos productivos.

De todos modos, y a pesar de las limitaciones de usar datos agregados, se encuentran algunos resultados que pueden ser relevantes para el contexto económico actual de la región. En particular, se observa una asimetría en la respuesta del empleo a sus principales determinantes con el ciclo económico. Así, las recesiones no sólo llevan asociadas cambios de nivel hacia abajo en la demanda de trabajo sino también cambios en la capacidad de respuesta del empleo al crecimiento económico y a cambios en los salarios reales.

En efecto, los resultados predicen una mayor elasticidad empleo-producto y una menor elasticidad empleo-salario durante las fases de desaceleración del producto.

Esto sugiere que políticas destinadas a reducir costos laborales tendrían un impacto limitado para reducir el desempleo durante las recesiones.

En cambio y de acuerdo a los resultados las políticas destinadas a estimular la demanda agregada fortalecerían su impacto positivo sobre el empleo en tiempos de crisis.

Finalmente, se encuentra que los efectos descritos en el párrafo anterior se concentran en el empleo asalariado más que en el empleo total. Esto puede interpretarse como una reasignación de mano de obra asalariada redundante hacia el sector informal de la economía. Bajo esta perspectiva, los flujos de empleo hacia el sector informal reducirían el impacto negativo de las desaceleraciones sobre el empleo total.

Bibliografía

- Agenor, P. y P. Montiel (1996), *Development Macroeconomics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Alfaro, R., H. Franken, C. García y A. Jara (2004), "The Bank Lending Channel in Chile", en *Bank Market Structure and Monetary Policy*, Ahumada L. y J. R. Fuentes (editores), Banco Central de Chile, Santiago.
- Arellano, M. y S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Blanchard, O. y N. Kiyotaki (1987), "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand", *The American Economic Review*, 77(4), 647-666.
- BID (Banco Interamericano de Desarrollo) (2003), *Se Buscan Buenos Empleos*, Washington, DC.
- Bond, S. (2002), "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Microdata Methods and Practice", CeMMAP Working Paper CWP09/02.
- Brock, P. y H. Franken (2003), "Sobre los determinantes de los spreads marginal y promedio de las tasas de interés bancarias: Chile 1994-2001", *Economía Chilena*, 6(3), 45-65.
- Campa, J. y L. Goldberg (2001) "Employment Versus Wage Adjustment and the U.S. Dollar", *Review of Economics and Statistics*, 83(3), 477-489.
- Cavallo, M., K. Kisselev, N. Roubini y F. Perri (2005), "Exchange Rate Overshooting and the Costs of Floating", *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2005-07*.
- CEPAL/OIT (2009), "Crisis y Mercado Laboral", *Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe*, Boletín Número 1.
- Edmond, C. y L. Veldkamp (2008), "Income Dispersion and Counter-Cyclical Markups", *NBER Working Paper 14452*.
- Fajnzylber, P. y W. Maloney (2004), "Labor Demand and Trade Reform in Latin America", *Journal of International Economics*, 66(2), 423-246.

- Galindo, A., A. Izquierdo y J. Montero (2007), "Real Exchange Rates, Dollarization and Industrial Employment in Latin America", *Emerging Markets Review*, 8(4), 284-298.
- Goldberg, L. y J. Tracy (2003), "Exchange Rates and Wages", NBER Working Paper 8137.
- Gutiérrez, M. (2007), "Economic Growth in Latin America and the Caribbean: Growth Transitions rather than Steady States", *CEPAL Serie Macroeconomía del Desarrollo* 58.
- Hahn, J., J. Hausman y G. Kuersteiner (2007), "Long difference instrumental variables estimation for dynamic panel models with fixed effects", *Journal of Econometrics*, 140, 574-617.
- Haltiwanger, J., A. Kugler, M. Kugler, A. Micco y C. Pagés (2004), "Effects of Tariffs and Real Exchange Rates on Job Reallocation: Evidence from Latin America", *Journal of Policy Reform*, 7(4), 191-208.
- Hammermesh, D. (1993), *Labor Demand*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- ___ (2004), "Labor Demand in Latin America and the Caribbean: What Does It Tell Us?" publicado en *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, Heckman, J.J. y C. Pagés (editores.), The University of Chicago Press, Chicago.
- Huang, R. y J. Ritter (2009), "Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44, 237-271.
- Loayza, N. y J. Rigolini (2006), "Informality, Trends and Cycles", *World Bank Policy Research Working Paper* 4078.
- Maloney, W. y M. Bosch (2008), "Cyclical Movements in Unemployment and Informality in Developing Countries", *World Bank Policy Research Working Paper* 4648.
- Márquez, G. y C. Pagés (1997), "Trade and Employment: Evidence from Latin America and the Caribbean", *IADB RES Working Paper* 4108.
- Mishra, P. y A. Spilimbergo (2009), "Exchange Rates and Wages in an Integrated World", *IMF Working Paper* 09/44.
- Weller, J. (2000), *Reformas Económicas, Crecimiento y Empleo: Los Mercados de Trabajo en América Latina*, CEPAL/Fondo de Cultura Económica, Santiago de Chile.
- ___ (2005), "Problemas de Empleo, Tendencias Subregionales y Políticas para Mejorar la Inserción Laboral", *CEPAL Serie Macroeconomía del Desarrollo* 40,
- Peres, W. y B. Stallings (2000), *Crecimiento, Empleo y Equidad. El Impacto de las Reformas Económicas en América Latina y el Caribe*, CEPAL/Fondo de Cultura Económica, Santiago de Chile.
- Rodrik, D., (1997), *Has Globalisation Gone Too Far?* Institute for International Economics, Washington DC.
- Vergara, S. (2005), "Dinámica Laboral de la Industria en Chile" *Revista de la CEPAL*, 86, 147-166.

Anexos

Anexo 1

CUADRO A1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS - PANEL G6 (1985-2008)

País	dll	dly	dlw	dltr	dlapert
Argentina	0,020	0,033	0,013	0,018	0,050
	0,026	0,060	0,078	0,147	0,075
Brasil	0,021	0,027	-0,003	-0,009	0,037
	0,021	0,026	0,058	0,094	0,058
Chile	0,027	0,056	0,025	0,003	0,021
	0,017	0,027	0,012	0,056	0,028
Colombia	0,034	0,039	0,011	0,010	0,016
	0,039	0,025	0,014	0,091	0,019
Costa Rica	0,037	0,051	0,007	0,009	0,031
	0,030	0,024	0,029	0,044	0,030
México	0,018	0,027	0,011	-0,006	0,038
	0,027	0,030	0,042	0,096	0,064
Promedio	0,026	0,039	0,011	0,004	0,032
	0,028	0,036	0,045	0,093	0,050

Nota: Para cada país, la primera fila representa la media de cada variable, y la segunda su desviación standard.

Anexo 2

CUADRO A2
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS - PANEL G15 (1980-2007)

País	dll	dly	dlw	dltr	dlapert
Argentina	0,022	0,02	-0,004	0,046	0,038
	0,021	0,062	0,055	0,162	0,083
Bolivia	0,03	0,023	0,034	0,03	0,017
	0,022	0,028	0,052	0,088	0,054
Brasil	0,025	0,024	0	0,009	0,01
	0,019	0,032	0,043	0,1	0,075
Chile	0,023	0,045	0,019	0,02	0,016
	0,035	0,049	0,029	0,085	0,049
Colombia	0,036	0,035	0,019	0,017	0,007
	0,018	0,023	0,015	0,085	0,048
Costa Rica	0,036	0,041	0,003	0,02	0,018
	0,02	0,036	0,044	0,128	0,087
Ecuador	0,036	0,026	0,007	0,024	0,01
	0,025	0,035	0,069	0,089	0,061
Guatemala	0,02	0,028	0,011	0,002	0,013
	0,025	0,023	0,088	0,071	0,071
México	0,029	0,026	-0,001	0,002	0,029
	0,014	0,034	0,051	0,084	0,067
Nicaragua	0,029	0,016	-0,046	-0,037	0,012
	0,023	0,041	0,214	0,232	0,133
Panamá	0,033	0,038	0,004	0,02	0,018
	0,024	0,05	0,022	0,025	0,152
Paraguay	0,036	0,026	0,004	0,034	0,043
	0,025	0,029	0,031	0,097	0,102
Perú	0,034	0,024	-0,038	-0,03	0,003
	0,016	0,062	0,096	0,084	0,072
Uruguay	0,016	0,019	-0,005	0,022	0,019
	0,021	0,055	0,047	0,102	0,06
Venezuela	0,037	0,021	-0,051	0,01	-0,001
	0,021	0,064	0,059	0,096	0,06
Promedio	0,03	0,027	-0,003	0,013	0,017
	0,023	0,044	0,079	0,111	0,083

Nota: Para cada país, la primera fila representa la media de cada variable, y la segunda su desviación standard.

Anexo 3

CUADRO A3
APERTURA, TIPO DE CAMBIO REAL Y SALARIOS REALES

	dlw	dlw	dlw	dlw	dlw	dlw	dlw	dlw
dlapert	-0,343				-0,225			
	[0,0603]***				[0,0656]***			
dlexp		-0,364				0,003		
		[0,1217]**				[0,1728]		
dlimp			0,180				0,203	
			[0,0419]***				[0,0452]***	
dltcr				-0,154				0,058
				[0,0262]***				[0,1569]
Observaciones	126	126	126	126	382	382	382	382
Países	6	6	6	6	15	15	15	15
R-cuadrado	0,17	0,14	0,1	0,1	0,06	0	0,05	0,01
Período	1985-2008	1985-2008	1985-2008	1985-2008	1980-2007	1980-2007	1980-2007	1980-2007

Nota: Este cuadro reporta los resultados de regresiones del salario real con el volumen de comercio, exportaciones, importaciones y el TCR en diferencias, para las muestras G6 (columnas 2-3) y G15 (columnas 4-5). Debajo de cada coeficiente, se reportan entre corchetes los errores standard robustos. Los símbolos *, **, y *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Anexo 4

CUADRO A4
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS - 8 PAÍSES (1994-2007)

País	dll	dllasal	REC
Argentina	0,026	0,024	0,538
	0,027	0,044	0,519
Brasil	0,016	0,021	0,308
	0,02	0,016	0,48
Chile	0,014	0,024	0,462
	0,015	0,022	0,519
Colombia	0,027	0,014	0,385
	0,02	0,039	0,506
Costa Rica	0,036	0,032	0,462
	0,025	0,036	0,519
México	0,02	0,026	0,385
	0,013	0,025	0,506
Perú	0,03	0,032	0,385
	0,008	0,046	0,506
Venezuela	0,041	0,034	0,538
	0,024	0,042	0,519
Promedio	0,026	0,025	0,433
	0,021	0,034	0,498

Nota: Para cada país, la primera fila representa la media de cada variable, y la segunda su desviación standard. REC es una dummy obtenidas de Gutiérrez (2007) que asume el valor 1 cuando el país se encuentra en una fase de desaceleración del PIB.



NACIONES UNIDAS

Serie

CEPAL macroeconomía del desarrollo
Números publicados
Un listado completo así como los archivos pdf están disponibles en
www.cepal.org/publicaciones

94. Dinámica del empleo y crisis en América Latina: resultados de estimaciones de panel, Lucas Navarro (LC/L.3106-P), N° de venta: S.09.II.G.87, (US\$10,00), 2009.
93. Estado e igualdad: del contrato social al pacto fiscal, Manuel Basombrío (LC/L.3099-P), N° de venta: S.09.II.G.81, (US\$10,00), 2009.
92. La tributación directa en Chile: equidad y desafíos, Michael Jorratt De Luis (LC/L.3094-P), N° de venta: S.09.II.G.78, (US\$10,00), 2009.
91. Tributación directa en América Latina: Equidad y desafíos. Estudio del caso de México, Daniel Álvarez Estrada (LC/L.3093-P), N° de venta: S.09.II.G.77, (US\$10,00), 2009.
90. Retos y respuestas: Las políticas laborales y del mercado de trabajo en Costa Rica, Panamá y Uruguay, Jürgen Weller, con la colaboración de Andrés Véliz (LC/L.3092-P), N° de venta: S.09.II.G.76, (US\$10,00), 2009.
89. La tributación directa en América Latina, equidad y desafíos: el caso de Guatemala, Maynor Cabrera (LC/L.3081-P), N° de venta: S.09.II.G.68 (US\$10,00), 2009.
88. Experiencias de formalización empresarial y laboral en Centro América: Un análisis comparativo en Guatemala, Honduras y Nicaragua, Juan Chacaltana (LC/L.3079-P), No de venta S.09.II.G.66, (US\$10,00), 2009.
87. La tributación directa en América Latina, equidad y desafío: el caso de El Salvador, Maynor Cabrera, Vivian Guzmán (LC/L.3066-P), N° de venta: S.09.II.G.60 (US\$10,00), 2009.
86. Flexible Labour Markets, Workers' Protection and Active Labour Market Policies in the Caribbean, Andrew S. Downes (LC/L.3063-P), Sales No.: E.09.II.G.59 (US\$10,00), 2009.
85. Tributación directa en Ecuador. Evasión, equidad y desafíos de diseño, Jerónimo Roca (LC/L.3057-P), No de venta S.09.II.G.55, (US\$10,00), 2009.
84. La imposición en Argentina: un análisis de la imposición a la renta, a los patrimonios y otros tributos considerados directos, Oscar Cetrángolo, Juan C. Gómez Sabaini (LC/L. 3046), N° de venta: S.09.II.G.48 (US\$10,00), 2009.
83. México: Las dimensiones de la flexiguridad laboral, Clemente Ruiz Durán (LC/L.3033-P), N° de venta S.09.II.G.38 (US\$10,00), 2009.
82. El tipo de cambio real de equilibrio: un estudio para 17 países de América Latina, Omar D. Bello, Rodrigo Heresi, Ramón E. Pineda (LC/L.3031-P), No de venta S.09.II.G.23 (US\$ 10,00), 2009.
81. The Latin American Development Problem, Diego Restuccia (LC/L. 3018-P), Sales No E.II.G.28 (US\$ 10,00), 2009.
80. Está América Latina sumida en una trampa de pobreza?, Francisco Rodríguez, (LC/L. 3017-P), No de venta S.09.II.G.27 (US\$ 10,00), 2009.
79. La crisis sub-prime en Estados Unidos y la regulación y supervisión financiera: lecciones para América Latina y el Caribe, Sandra Manuelito, Filipa Correia, Luis Felipe Jiménez, LC/L.3012-P, No de venta S.09.II.G.22 (US\$10,00), 2009.

- El lector interesado en adquirir números anteriores de esta serie puede solicitarlos dirigiendo su correspondencia a la Unidad de Distribución, CEPAL, Casilla 179-D, Santiago, Chile, Fax (562) 210 2069, correo electrónico: publications@cepal.org.

Nombre:

Actividad:

Dirección:

Código postal, ciudad, país:

Tel.: Fax: E.mail: