

PALABRAS CLAVE

Empleo
Mercado de trabajo
Demanda de mano de obra
Liberalización económica
Ciclos económicos
Análisis de datos
Modelos matemáticos
Estadísticas del empleo
América Latina

Crisis y dinámica del empleo en América Latina

Lucas Navarro

En este artículo se presentan estimaciones de demanda dinámica de trabajo sobre la base de información para 15 países de América Latina en las tres últimas décadas. Como principal resultado se encuentra un impacto negativo directo de ciclos económicos recesivos en 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 disminuir 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 efecto positivo en la performance del mercado de trabajo en tiempos de crisis. En todos los casos, los efectos encontrados en empleo asalariado superan los efectos en empleo total, lo que sugiere que los flujos de empleo hacia el sector informal podrían disminuir la repercusión del menor crecimiento en el empleo total.

Lucas Navarro
Profesor de la Facultad de Economía
y Negocios, ILADES-Universidad

Alberto Hurtado

✉ lunavarr@uahurtado.cl

I

Introducción

En este trabajo se estudia la dinámica del empleo agregado en América Latina desde una perspectiva macroeconómica sobre la base de datos anuales de las tres últimas décadas para 15 países de la región. La contracción de la economía mundial por efecto de la crisis financiera actual involucra sin duda 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 retracción esperada en la actividad económica podrá tener en los mercados de trabajo latinoamericanos. En algunos estudios ya se ha comenzado a reportar el impacto negativo de la crisis en el mercado laboral regional. Así, de acuerdo con CEPAL/OIT (2009), más de un millón de personas se sumaron al grupo de desempleados entre el primer trimestre de 2008 y el primer trimestre 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 1990 se implementaron reformas en los países de la región que afectaron notoriamente el funcionamiento de sus mercados de trabajo (Weller, 2000; Peres y Stallings, 2000). Esas reformas se realizaron con miras a fomentar la competencia mediante la liberalización de mercados y la apertura económica. Según Rodrik (1997), la mayor competencia derivada de la apertura económica y el mayor acceso a insumos importados implican no solo 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 trabajo se tornarían más volátiles, dado que se espera que efectos negativos en el producto se traduzcan en mayores respuestas del empleo y mejores salarios que antes de las reformas.¹

Estos impactos 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 dar cuenta de 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 durante las recesiones, las políticas destinadas a reducir el costo laboral tendrían una limitada efectividad en 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 sobre crecimiento anual del producto interno bruto (PIB), empleo y salario real para dos años antes y después del último año en que el PIB tuvo un crecimiento negativo.² En el gráfico el momento 0 corresponde al último año de recesión. Por ejemplo, para Argentina ese año es 2002 y para Chile, 1999. En el gráfico se aprecia 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 con la de la productividad laboral que es procíclica de acuerdo con el gráfico.³ También se observa que, en promedio para los 15 países, un año antes y uno después del último año de recesión las dinámicas del salario real y del PIB fueron marcadamente similares con una correlación de 0,85. Cabría esperar que la caída del salario real tienda a atenuar el desplome del empleo en una recesión y su aumento a reducir su recuperación. Por otra parte, la fuerte contracción del PIB en la recesión tendría un impacto negativo en el empleo, que se revertiría con su posterior recuperación. Se hace entonces difícil saber solo sobre

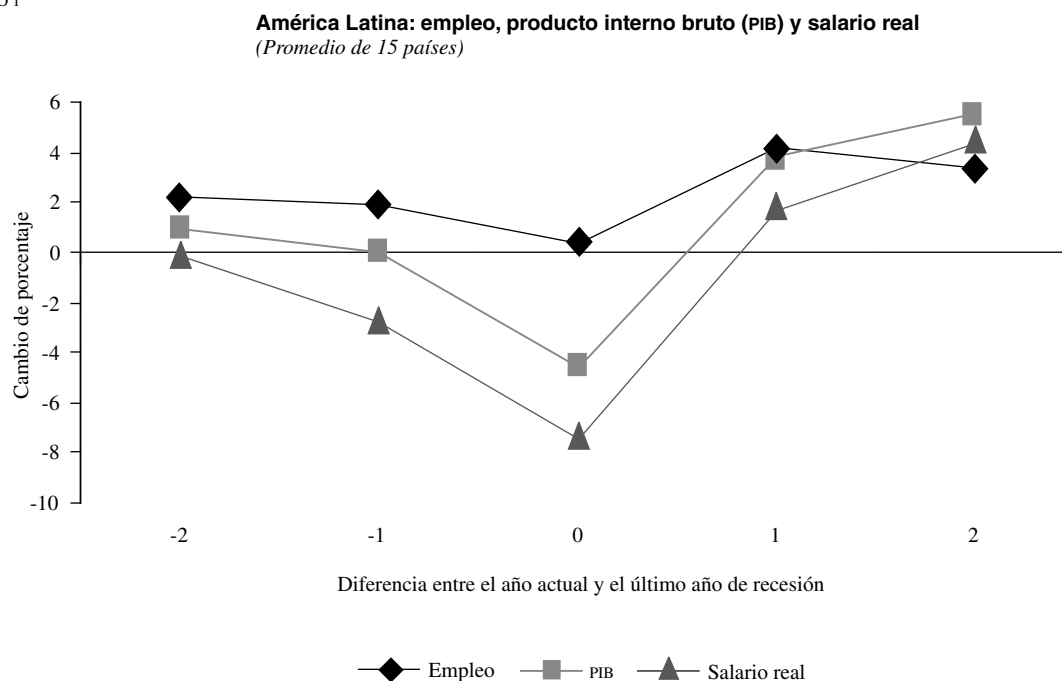
□ Trabajo preparado para el Taller "Los retos que enfrenta la institucionalidad laboral", División de Desarrollo Económico, CEPAL, 13 y 14 de abril de 2009. Se agradecen los valiosos comentarios de un juez anónimo, Carlos García, Daniel Heymann, Roxana Maurizio, Miguel Torres y Jürgen Weller. Los errores son de entera responsabilidad del autor.

¹ En relación con ello y sobre la base de datos industriales para Chile, Colombia y México, Fajnzylber y Maloney (2004) no encuentran no obstante 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 III de este trabajo.

³ Esto es así porque, como puede notarse en el gráfico 1, los cambios en el PIB son siempre mayores que los del empleo.

GRÁFICO 1



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

la base 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 del volumen del comercio en el empleo, que operaría a través de reducciones en salarios reales.

Finalmente, se estiman funciones de demanda para empleo total y asalariado utilizando datos desde mediados de los años noventa y prestando especial atención al impacto del ciclo económico. Los resultados

indican una caída del empleo durante las recesiones para cualquier nivel de salario, junto con un cambio en las elasticidades empleo-producto y empleo-salario. En efecto, las estimaciones señalan 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 que 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, 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.

El presente trabajo se estructura de la siguiente manera. En la próxima sección se presenta brevemente el marco teórico para las estimaciones y se discute la metodología empírica y las especificaciones a estimar. Luego, en la Sección III se describen los datos a utilizar y en la Sección IV se discuten los resultados. Por último, se presentan las conclusiones (sección V). 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 puede derivarse 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 $y = Af(k, l)$, donde y es el PIB, A es un parámetro tecnológico neutral a la Hicks, k el 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, sujeto a una restricción de alcanzar un determinado nivel de producción. Una solución a ese problema, derivado de la condición de primer orden expresada en logaritmos, implica que

$$\ln(l) = c_0 + a\ln(w) + b\ln y, \quad (1)$$

donde c_0 es una constante, $a < 0$ y $b > 0$. Alternativamente, se podría derivar (1) en función del precio del capital e incluso de más factores de producción si se asume una función de producción con múltiples factores. Ello consistiría en considerar las condiciones de primer orden para todos los factores de producción y sustituirlas adecuadamente en (1) a través de y . Así por ejemplo, la condición de primer orden para el capital adecuadamente substituida en (1) implicaría que $\ln(l) = c_0 + a\ln(w) + b\ln(y) + c\ln(r)$, donde r es el costo del capital. Luego, tanto esta especificación como la (1) son correctas, aunque desde el punto de vista econométrico se pueda aducir que (1) presenta un problema de variables omitidas que se discute más adelante.⁴

Los cuatro principales problemas en la estimación de (1) son agregación, simultaneidad, autocorrelación y errores de medición (Hamermesh, 1993). Primero, se reconoce que la estimación de elasticidades agregadas solo refleja la respuesta neta de la demanda de trabajo a cambios en sus determinantes, pero esconde dinámicas intrasectoriales. Idealmente, uno quisiera contar con microdatos 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 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 trabajo.⁵ La limitación de la información es la principal restricción para reducir el impacto de estos potenciales problemas. No obstante, la estimación de la especificación de (1) en diferencias, que se presentará en la subsección siguiente, puede contribuir a aminorar los inconvenientes mencionados. Con ello se reducen los problemas de correlación espuria de las series y también la simultaneidad, puesto que es menos probable que en el corto plazo las variaciones en salarios estén relacionadas con cambios en la oferta laboral.

Un último punto a considerar es el relativo a la presencia de costos de ajuste en el empleo. Aun cuando luego de una perturbación (*shock*) las firmas puedan encontrar óptimo modificar el empleo a un nuevo nivel deseado, la presencia de costos de contratación, entrenamiento y despido de la mano de obra implica que el ajuste del empleo hacia ese nuevo nivel deseado sea lento. Una forma de capturar el ajuste parcial del empleo es mediante la introducción de la variable dependiente rezagada entre las variables explicativas de (1). A esta especificación se puede llegar introduciendo el costo de ajuste vinculado a cambios netos del empleo $C(dl)$ entre los costos de la firma y planteando un problema dinámico. Al asumir expectativas estáticas y costos cuadráticos, resulta que el cambio en el nivel de empleo entre dos puntos en el tiempo es $dl = \delta(\ln(l^*) - \ln(l))$, donde l^* es el nivel de empleo

⁴ En muchos trabajos se utilizan derivaciones muy similares a (1). Entre los más recientes se encuentran Bruno, Falzoni y Helg (2004) y Castro y Saslavsky (2008).

⁵ Luego de analizar los resultados de un gran número de trabajos, Hamermesh (1993) concluye que incorporar el precio de otros factores en (1) afecta los resultados solo en escasa medida.

deseado de largo plazo y $0 \leq \delta \leq 1$.⁶ De esta forma, el ajuste del empleo observado es una fracción δ del ajuste deseado.⁷ Luego, a partir de la expresión dl de arriba y para una economía i en el tiempo t , la especificación con ajuste parcial del empleo es

$$\ln(l_{it}) = \delta c_0 + \delta a \ln(w_{it}) + \delta b \ln(y_{it}) + (1 - \delta) \ln(l_{it-1}) \quad (2)$$

donde δa y δb son elasticidades de corto plazo, mientras que a y b son elasticidades de largo plazo. Para simplificar la presentación, en el resto del trabajo se usará la notación $a' = \delta a$, $b' = \delta b$ y $c' = 1 - \delta$.

2. Método de estimación

Una versión de (2) incluidos efectos fijos por país p_i es

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

donde $i = 1 \dots N$ y $t = 1 \dots T$, siendo N el número de países, T el número de observaciones temporales por país y e_{it} un término de error aleatorio. La introducción de los efectos fijos por país en (3) permite controlar el efecto de variables no observables específicas de cada país no capturadas mediante cambios en producto y salarios. No obstante, incluir efectos fijos hace que la estimación de (3) por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) resulte inconsistente. En primer lugar, el supuesto de ausencia de correlación entre los efectos fijos y las variables explicativas no es aceptable, dado que tanto l_{it} como l_{it-1} dependen de p_i , que es invariante en el tiempo. Una forma de enfrentar este problema es expresando (3) en diferencias de la siguiente forma

$$d\ln(l_{it}) = a' d\ln(w_{it}) + b' d\ln(y_{it}) + c' d\ln(l_{it-1}) + e_{it} \quad (4)$$

donde $d\ln(x_{it}) = \ln(x_{it}) - \ln(x_{it-1})$ para $x = l, w, y$. El problema que surge ahora es que al diferenciar (3) se induce una correlación entre la variable dependiente rezagada y el término de error. Dado que la especificación (4) proviene de una especificación en niveles, por construcción la variable dependiente rezagada $d\ln(l_{it-1})$ contiene parte de e_{it} , estando ambos elementos correlacionados. Esto es así puesto que tanto $d\ln(l_{it})$ como $d\ln(l_{it-1})$ incluyen $\ln(l_{it-1})$. Como consecuencia, $d\ln(l_{it-1})$ es endógeno en (4) y, tal como lo sugiere Bond (2002), la estimación por MCO es inconsistente. Para solucionar este problema en

muchos trabajos se sugiere instrumentar $d\ln(l_{it-1})$. Una de las técnicas más utilizadas para este efecto es la de Arellano y Bond (1991), que consiste en instrumentar la variable dependiente rezagada dentro del marco del método generalizado de momentos (GMM).⁸ El problema con esa técnica es que solo es aplicable a muestras grandes y para los casos en que $N > T$, condición que no se cumple con los datos en este estudio. Luego, usar la técnica de Arellano y Bond (1991) en muestras chicas también derivaría en estimadores inconsistentes 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 c' con mejores propiedades en términos de reducción de sesgos y precisión. Esta técnica también es una variante de GMM, pero la diferencia con la de Arellano y Bond (1991) es que utiliza mucho menos instrumentos y de manera óptima, lo que es particularmente beneficioso para muestras pequeñas.

Si bien en diferentes aplicaciones la técnica de Hahn, Hausman y Kuersteiner (2007) ha sido utilizada en muchos trabajos, como por ejemplo Brock y Franken (2003), Alfaro y otros (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, que son utilizados como instrumentos. En efecto Hahn, Hausman y Kuersteiner (2007) sugieren como instrumentos válidos los residuos obtenidos a partir de (3). En primer lugar, todas las variables se expresan en desvíos con respecto a la media. De esta manera, el modelo pasa a ser expresado en diferencias multiperíodo en lugar de solo primeras diferencias y además se remueven los efectos fijos. Esto es, toda variable x_{it} se expresa como $dd\ln(x_{it}) = \ln(x_{it}) - \text{media}(\ln(x_{it}))$. El primer residuo se obtiene de una regresión entre la variable dependiente y las variables independientes, esto es

$$res^1_{it} = dd\ln(l_{it}) - a^{I*} dd\ln(w_{it}) - b^{I*} dd\ln(y_{it}),$$

donde a^{I*} y b^{I*} son coeficientes estimados. El segundo residuo res^2_{it} proviene de la misma regresión anterior,

⁶ Se tiene entonces que, tal como en (1), $\ln(l^*) = c_0 + a \ln(w) + b \ln(y)$.

⁷ Para más detalles ver Anderson (1993) y Márquez y Pagés (1998).

⁸ Para una aplicación de Arellano y Bond (1991) en estudios de empleo para Chile véase, por ejemplo, Vergara (2005).

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^* ⁹ para calcular la variable $z_{it} = d\ln(l_{it}) - c^*dd\ln(l_{it-1})$. Finalmente, los estimadores del resto de los coeficientes, tales como a' y b' en (3), se obtienen de la regresión de z_{it} en las variables independientes, es decir

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

Si bien se destaca la conveniencia de utilizar la técnica de Hahn, Hausman y Kuersteiner (2007), en la sección IV se presentarán también los resultados de la estimación de (4) por MCO.

3. Apertura y empleo

Se realizarán dos extensiones a la especificación (4). Por una parte, 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 (*TCR*). Se puede asumir que ambas variables afectan (1) mediante un cambio en el parámetro tecnológico A de la función de producción (Castro y Saslavsky, 2008) o, alternativamente, que la exposición a la globalización es una variable que entra en la función de producción (Bruno, Falzoni y Helg, 2004). Otra hipótesis sugerida más adelante es que estas variables podrían entrar en (1) afectando indirectamente a w_{it} . Luego se llegará a estimar la siguiente ecuación:

$$d\ln(l_{it}) = a'd\ln(w_{it}) + b'd\ln(y_{it}) + c'd\ln(l_{it-1}) + d'd\ln(\text{comercio}_{it}) + e_{it} \quad (5)$$

donde *comercio* = *apert*, *TCR*. No se incluirá *apert* y *TCR* en la misma estimación debido a su potencial alta correlación, lo que puede sesgar las estimaciones de otros parámetros. La especificación (5) puede incluso presentar el problema de una alta correlación entre $d\ln(w_{it})$ y las variables de comercio, lo que también generaría un problema de multicolinealidad al principal costo de aumentar el error estándar de los coeficientes estimados. Este problema es especialmente importante para el caso de muestras pequeñas como las usadas en este trabajo.

La evidencia empírica para América Latina del impacto de la apertura sobre el empleo no es conclusiva

(BID, 2003). Márquez y Pagés (1998); 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 y otros (2004) encuentran una relación positiva entre creación neta de empleo y apreciaciones reales. Finalmente, sobre la base de datos desagregados industriales, Galindo, Izquierdo y Montero (2007) observan 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 extranjera.¹⁰

4. Ciclos económicos y empleo

Otra extensión a (4) de interés es la relativa al impacto diferencial que pueda tener el ciclo económico en la demanda de trabajo. Para ello, se estimará la siguiente ecuación:

$$d\ln(l_{it}) = [a'd\ln(w_{it}) + b'd\ln(y_{it}) + c'd\ln(l_{it-1})][1 + f'REC_{it}] + g'REC_{it} + e_{it}, \quad (6)$$

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 (6) no solo admite 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 incremento 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 (4), (5) y (6), pero reconociendo la limitación en el número de observaciones, las variables de cambios en salarios, tipo de cambio real y volumen de comercio corresponden a un promedio simple de las observaciones entre t , $t-1$ y $t-2$ (los tres últimos años).

⁹ Al coeficiente de la regresión entre los residuos c^* se le debe aplicar una corrección de sesgo tal que $c^* = c^*(T+1)/T + 1/T$.

¹⁰ Esta observación es consistente con Cavallo y otros (2004) en su análisis de la repercusión de *shocks* en el tipo de cambio en la actividad económica.

III

Datos a utilizar

Dada la importancia para este estudio de la información sobre empleo, 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. En este trabajo se utilizan 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 respecto del período 1980-2007, utilizando información de la Base de Estadísticas e Indicadores Sociales (BADEINSO) de la CEPAL sobre tasas de desempleo urbano (u) y estimaciones de población económicamente activa (PEA) provenientes de la Organización Internacional del Trabajo (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 la CEPAL. El set de datos ampliado (incluidos 15 países) presenta algunos casos de observaciones de variables no disponibles.

Se cuenta entonces con dos paneles, un panel balanceado de 132 observaciones (seis 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 de las principales variables utilizadas.

En el cuadro 1 se presentan las correlaciones entre las variables de interés en este estudio. El análisis de correlaciones, si bien no permite hacer consideraciones de causalidad, ofrece una idea de la relación entre las direcciones en 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 $x=l, y, w, apert, TCR$, donde l representa empleo agregado, e y 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 advertirse, para ambos paneles se destaca una correlación incondicional positiva y estadísticamente significativa entre cambios en el empleo

CUADRO 1

Matriz de correlaciones
(Variables en diferencias)

	dll	dly	$dlw3$	$dlapert3$	$dltr3$
Panel G6 (1985-2008)					
dll	1				
dly	0,3830 ^a	1			
$dlw3$	-0,0108	0,3373 ^a	1		
$dlapert3$	0,0030	-0,1351	-0,3747 ^a	1	
$dltr3$	0,1396	-0,2744 ^a	-0,2328 ^a	0,5231 ^a	1
Panel G15 (1980-2007)					
dll	1				
dly	0,4749 ^a	1			
$dlw3$	-0,0151	0,2711 ^a	1		
$dlapert3$	0,0318	0,0533	-0,2216 ^a	1	
$dltr3$	0,0473	-0,0585	0,1138 ^b	0,5012 ^a	1

Fuente: elaboración propia.

^a y ^b indican significancia estadística al 1% y el 5%, respectivamente.

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. 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, con un impacto negativo en la actividad económica. Estos últimos factores parecen dominar la correlación *dly-dlter* del cuadro. Como se notara anteriormente, estas correlaciones no capturan el efecto de otras variables que pueden afectar a 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 de Argentina en 2002.¹¹

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 flujo más elevado de importaciones en los salarios reales, como por el efecto en las exportaciones de salarios reales más competitivos, tal como se analizará más adelante.

Finalmente, en lo que respecta al cuadro 1, se aprecia una relación negativa y estadísticamente significativa entre cambios en salarios reales y cambios en el TCR en la muestra de seis países, aunque positiva para la muestra ampliada. Tanto a nivel teórico como empírico, la relación entre salarios reales y TCR es inconclusa (Campa y Goldberg, 2001; Goldberg y Tracy, 2003). Desde un punto de vista microeconómico, una depreciación real puede estimular la producción local y 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 salarios.¹²

En lo que refiere a los datos aquí presentados, esta correlación puede capturar, por una parte, 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 del poder compra del tipo de cambio (PPP) no se cumple. Por otra parte, una correlación negativa se puede explicar por el efecto de incrementos reales de productividad que pueden traducirse en mejoras de salarios reales y una apreciación del TCR. En los resultados del cuadro 1 parece reflejarse un dominio de esta segunda explicación para la muestra de seis países y de la primera para la muestra ampliada.

IV

Resultados

En el cuadro 2 se resumen los resultados de estimaciones de (4) usando MCO 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 dos estimaciones. No obstante, se destaca 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, en el resto de los

¹¹ Véase Agénor y Montiel (1996) para una revisión de la literatura sobre el efecto de depreciaciones reales en la actividad económica.

¹² Más aún, Mishra y Spilimbergo (2009) consideran un efecto positivo de aumentos del tipo de cambio real 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.

CUADRO 2

Estimaciones MCO y HHK
(Variable dependiente: crecimiento del empleo agregado (*dll*))

Estimación	MCO	HHK	MCO	HHK
<i>dly</i>	0,336 [0,0566] ^a	0,319 [0,0608] ^a	0,2746 [0,0365] ^a	0,249 [0,0372] ^a
<i>dlw</i>	-0,118 [0,0482] ^b	-0,113 [0,0513] ^a	-0,0512 [0,0148] ^a	-0,046 [0,0142] ^a
<i>dll(-1)</i>	0,185 [0,1084] ^c	0,279 [0,0812] ^a	0,0797 [0,0574]	0,292 [0,0495] ^a
Observaciones	132	132	359	359
Países	6	6	15	15
R-cuadrado	0,21	0,14	0,28	0,22
Período	1985-2008	1985-2008	1980-2007	1980-2007
Efectos de largo plazo				
<i>dly</i>	0,412 [0,073] ^a	0,442 [0,0844] ^a	0,298 [0,0373] ^a	0,352 [0,0526] ^a
<i>dlw</i>	-0,145 [0,0608] ^b	-0,157 [0,0071] ^a	-0,056 [0,0160] ^a	-0,065 [0,0201] ^a

Fuente: elaboración propia.

Nota: En este cuadro se reportan los resultados de regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y de Hahn, Hausman y Kuersteiner (HHK) de la especificación (4), para las muestras G6 (columnas 2-3) y G15 (columnas 4-5). También se reportan los efectos de largo plazo derivados de las estimaciones. Debajo de cada coeficiente se reportan entre corchetes los errores estándar robustos.

^a, ^b y ^c indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

cuadros de este trabajo solo se incluirán los resultados de las estimaciones HHK.

En primer lugar, tal como predice la teoría y en línea 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 significativos.¹³

Por una parte, sobre la base de los datos del panel G6 (columnas 2 y 3), la elasticidad de corto plazo empleo-producto se sitúa entre 0,32 y 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 y se encuentra en el rango [0,18, 0,28]. Nótese que los estimadores son estadísticamente significativos a niveles aceptables de confianza. El hecho de que los coeficientes de la variable dependiente rezagada sean relativamente

pequeños deriva en que los efectos de largo plazo sean solo 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 dos estimaciones es de 0,33 y de 0,43 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 apenas distinta, estos resultados indicarían una tendencia a la disminución de la respuesta del empleo a cambios en el PIB en los últimos 10 años.

Los resultados obtenidos a partir de la muestra de 15 países (columnas 4 y 5) 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 0,26 y el de salarios a cerca de 0,05 en promedio. Al igual que en el caso de la estimación del panel de seis países, también se observan mayores diferencias entre las dos estimaciones en el coeficiente de la variable dependiente rezagada, aunque los efectos de corto y largo plazo son similares.

¹³ Esto puede parecer contradictorio con la ausencia de correlación entre salarios reales y empleo mostrada 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 a la correlación empleo-salarios y justamente uno de ellos es la dinámica del producto que, como se vio, se relaciona positivamente con cambios en salarios reales.

¿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 cuenten con una estructura productiva y tecnológica diferente de la de los otros países que integran el panel G15. Siguiendo a Hamermesh (2004), las diferencias en elasticidades pueden involucrar diferencias radicales en la composición del producto e incluso en la tecnología empleada en los países para producir productos idénticos. De hecho, una notoria diferencia 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, sobre la base de los últimos datos disponibles de CEPALSTAT, entre los países incluidos en las dos muestras se observan apreciables diferencias en la composición de la mano de obra ocupada por categoría ocupacional y sector de actividad. De tal manera que con datos de 2003 a 2007 según el país, se advierte que los grupos de asalariados y ocupados por cuenta propia representan, respectivamente, el 67,4% y el 24% para los países que integran el panel G6 y el 57,6% y el 33% para el resto de los países incluidos en el panel G15. Por su parte, el empleo en el sector agrícola en los países del panel G6 y en el resto de países representa el 15% y el 25,2%, respectivamente.

1. Apertura y empleo

En la especificación (5) se incorpora la hipótesis de que los procesos de apertura, como los experimentados por muchos países de la región en las últimas décadas, repercuten en la demanda de trabajo. A nivel teórico y empírico, la respuesta a cuál es el impacto de la apertura en el empleo es ambigua.¹⁴

Un mecanismo mediante el cual la mayor competitividad puede incidir en el empleo es a través de reducciones de los salarios reales. De ser así, la especificación (5) 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. En las columnas 2 a 5 del cuadro 3 se presentan entonces los resultados de regresiones de la especificación (5), pero sin incluir la variable de salarios reales.¹⁵ En las columnas 3 y 4 se considera 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 a la creación de empleo neto. De acuerdo con los resultados de las columnas 3 y 4, ese efecto positivo en el empleo de la apertura es dominado por el efecto positivo de las exportaciones (*dlexp*) y no así de las importaciones (*dlimp*), que afectarían negativamente el empleo. Similares resultados, aunque no siempre estadísticamente significativos, surgen de las estimaciones sobre la base de la muestra G15. Como se puede notar, la inclusión tanto de la variable de apertura como del TCR no parece afectar en gran medida los coeficientes que miden el efecto del crecimiento del producto en el empleo.

En las columnas 6 a 9 del cuadro 3, en tanto, se entregan los resultados de la estimación de (5), incluida 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 seis países (panel G6). Allí resalta que la inclusión de todas las variables de comercio junto con *dlw* parece generar problemas de colinealidad con los salarios, dado que en todos los casos el coeficiente de salarios pasa a ser estadísticamente no distinto de cero. De hecho, como puede observarse, aun cuando el salario real afecta a la creación de empleo en la estimación (4), el efecto pasa a ser estadísticamente no significativo en la estimación (5). 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 en diferencias de los salarios reales con el volumen de comercio (*dlapert*) y el tipo de cambio real (*dltr*) 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 relacionan 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

¹⁴ Para una discusión, véase, por ejemplo, BID (2003).

¹⁵ 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.

CUADRO 3

Empleo, apertura y tipo de cambio real
(Variable dependiente: crecimiento del empleo agregado (*dll*))

	<i>dll</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>
<i>dlapert</i>	0,1044 [0,0486] ^b				0,0775 [0,0452] ^c			
<i>dlexp</i>		0,1335 [0,0634] ^b				0,1101 [0,0672]		
<i>dlimp</i>			-0,0995 [0,0324] ^a				-0,09 [0,0314] ^a	
<i>dltr</i>				0,1014 [0,0277] ^a				0,0935 [0,0256] ^a
<i>dly</i>	0,2853 [0,0578] ^a	0,3042 [0,0594] ^a	0,3799 [0,0650] ^a	0,3561 [0,0654] ^a	0,3103 [0,0620] ^a	0,3255 [0,0630] ^a	0,3984 [0,0653] ^a	0,375 [0,0680] ^a
<i>dlw</i>					-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
<i>dlapert</i>	0,0147 [0,0148]				0,0017 [0,0159]			
<i>dlexp</i>		0,0016 [0,0198]				0,009 [0,0206]		
<i>dlimp</i>			-0,0423 [0,0131] ^a				-0,0418 [0,0126] ^a	
<i>dltr</i>				0,0256 [0,0099] ^b				0,0319 [0,0108] ^a
<i>dly</i>	0,2149 [0,0376] ^a	0,2172 [0,0384] ^a	0,2481 [0,0377] ^a	0,2193 [0,0376] ^a	0,2506 [0,0378] ^a	0,2504 [0,0381] ^a	0,2795 [0,0364] ^a	0,2581 [0,0372] ^a
<i>dlw</i>					-0,0453 [0,0155] ^a	-0,0462 [0,0136] ^a	-0,0397 [0,0140] ^a	-0,0531 [0,0127] ^a
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

Fuente: elaboración propia.

Nota: En este cuadro se reportan resultados de regresiones del empleo con el volumen de comercio, exportaciones, importaciones y el tipo de cambio real en diferencias y de la especificación (5) para las muestras G6 y G15, respectivamente. Debajo de cada coeficiente se reportan entre corchetes los errores estándar robustos.

a, b y c indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

empleo podría operar a través de un efecto indirecto de la apertura mediante reducciones en salarios reales.

2. Ciclos y empleo

En esta subsección se presentan los resultados de la estimación de (6) para los ocho países incluidos en Gutiérrez (2007), utilizando series de empleo asalariado y total para 1994-2007 y de empleo total para 1980-2007.¹⁶ 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 (6) considera el efecto diferencial de las recesiones en la demanda de empleo, que se captura por medio de la *dummy REC*. Usando series anuales para ocho 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 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. En el cuadro A4 del Apéndice se presentan las estadísticas descriptivas para el cambio en el empleo total, asalariado y la variable *REC* en el período 1994-2007 bajo análisis. Un problema que presenta esta variable es que no captura exclusivamente períodos de caídas en la actividad económica. Esto es así porque de acuerdo con la definición de desaceleración de Gutiérrez (2007), la economía podría encontrarse por debajo de su tendencia a tasas de crecimiento tanto positivas como negativas. El problema en particular para esta serie es que prácticamente no hay períodos de contracciones económicas en los países considerados en el lapso de tiempo cubierto. En series más largas sí es posible identificar mayores períodos de contracción de actividad. Por ello, se estimó la ecuación (6) con las series de empleo total para el panel G15, definiendo una recesión como un período en que la tasa de crecimiento del PIB es negativa. Los resultados correspondientes se reportan en las columnas 6 y 7 del cuadro 4.

En el cuadro 4 se resumen los resultados de las estimaciones de demanda de trabajo.¹⁷ Las especificaciones

de las columnas 2, 4 y 6 surgen de agregar solo la variable *dummy REC* a la especificación inicial (4). En primer lugar, se observan elasticidades empleo-producto y empleo-salario sustancialmente mayores para la demanda de empleo asalariado en relación con empleo total. En segundo lugar, el coeficiente de *REC* es negativo en todos los casos, aunque no estadísticamente significativo.

En tanto, en las columnas 3, 5 y 7 se muestran los resultados de la estimación de (6) 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.

En las últimas filas del cuadro 4 se 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 (6). Estos coeficientes representan las elasticidades empleo-producto y empleo-salarios de corto plazo en tiempos de recesión y equivalen en la ecuación (6) 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 crecimiento 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 a la desconexión entre salarios y empleo total durante las recesiones. Así, en la estimación de la columna 7 del cuadro 4, en que se considera como medida de recesión un crecimiento negativo del producto, el coeficiente de salarios pasa de -0,07 en tiempos estables y auges a -0,04 en recesiones.

Una primera explicación de estos resultados es que la demanda de trabajo de las firmas se encuentra restringida debido a la menor demanda de sus productos en las recesiones y que las caídas en los salarios no bastarían para incentivar la generación de empleo. En este marco, seguramente el factor expectativas también ha de ser importante. Así, por ejemplo, aun cuando existen subsidios a la contratación de empleo en épocas de recesión, las firmas no necesariamente aumentarán el empleo si no esperan una recuperación de la demanda de sus productos.

¹⁶ 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.

¹⁷ Se omitió reportar los coeficientes de la variable dependiente rezagada, que resultaron muy similares a los del modelo HNK del cuadro 2.

CUADRO 4

Empleo y ciclos*(Variable dependiente: crecimiento del empleo asalariado (dllasal) y empleo agregado (dll))*

	<i>dllasal</i>	<i>dllasal</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>	<i>dll</i>
<i>dly</i>	0,411 [0,0621] ^a	0,305 [0,0596] ^a	0,225 [0,0386] ^a	0,194 [0,0366] ^a	0,201 [0,0529] ^a	0,175 [0,0427] ^a
<i>dlw</i>	-0,178 [0,0937] ^c	-0,225 [0,0994] ^b	-0,079 [0,0459] ^c	-0,122 [0,0503] ^b	-0,047 [0,0135] ^a	-0,070 [0,0243] ^a
REC	-0,007 [0,0070]	-0,021 [0,0063] ^a	-0,002 [0,0039]	-0,007 [0,0043]	-0,008 [0,0047]	-0,007 [0,0051]
<i>dlyREC</i>		0,442 [0,1292] ^a		0,133 [0,0730] ^c		0,064 [0,1325]
<i>dlwREC</i>		0,193 [0,1507]		0,134 [0,0748] ^c		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						
<i>dly+dlyREC</i>		0,747 [0,1175] ^a		0,327 [0,0654] ^a		0,238 [0,1250] ^c
<i>dlw+dlwREC</i>		-0,032 [0,1135]		0,012 [0,05636]		-0,039 [0,0194] ^b

Fuente: elaboración propia.

Nota: En las columnas 2 a 5 se reportan los resultados de regresiones de la especificación (4). La muestra comprende a 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). En las columnas 6 y 7 se presentan los resultados para 15 países y tomando como medida de recesión una caída del PIB. Los datos de empleo asalariado solo 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 estándar robustos.

^a, ^b y ^c indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

También se pueden explicar los resultados del cuadro 4 a partir de dos de las tradicionales reglas de Marshall de la demanda derivada de factores (Hamermesh, 1993): (i) por una parte, si un *shock* negativo de demanda implica despidos, es de esperar que se reduzca la participación del costo laboral en el costo total de producción de las firmas y, por lo tanto, que estas terminen respondiendo con menos cambios de salarios. En este marco, la demanda de trabajo se tornaría más sensible a la demanda del producto de las firmas que al salario; (ii) además, si la elasticidad de demanda del producto cae en las recesiones las firmas encuentran menos incentivos para reducir los precios y eso se traslada a una menor elasticidad empleo-salario. Esto es, durante las recesiones el impacto que tendría en los precios una caída del salario no se traduciría en aumentos en la demanda del producto. Esta hipótesis podría apoyarse en la evidencia de una extensa literatura donde se encuentra que la elasticidad-precio de la demanda del producto es procíclica.¹⁸

¹⁸ La prociclicidad de la elasticidad de demanda del producto puede explicarse por un argumento de competencia imperfecta. En competencia imperfecta, las firmas producen por debajo de

Esto sería consistente con una menor elasticidad empleo-salarios durante las recesiones.¹⁹

Finalmente, la observación en todos los casos de mayores elasticidades del empleo asalariado en relación con el empleo total sugiere un cambio en la composición del empleo durante las recesiones. El hecho de 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 disminuir el impacto negativo de las recesiones en el empleo total.²⁰

los niveles socialmente óptimos. La volatilidad del producto durante los ciclos implica que esa ineficiencia es contracíclica y puede esperarse entonces que el poder de mercado de las firmas aumente en las recesiones cuando la producción cae. Una idea en esta línea puede encontrarse en Blanchard y Kiyotaki (1987) ¹⁹ Véase, por ejemplo, Edmond y Veldkamp (2008). En esta literatura, la prociclicidad de la elasticidad precio de la demanda del producto se deriva de la contraciclicidad de los márgenes de utilidad, definidos como el cociente entre precios y costos marginales

²⁰ Este resultado se encuentra en línea con Loayza y Rigolini (2006) quienes observan un comportamiento contracíclico del empleo 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 sobre la base de datos de 15 países de América Latina que cubren 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 promedio reportados por Hamermesh (1993) para un gran número de trabajos. Uno de los motivos de tal divergencia es probablemente que lo que se reporta son efectos agregados netos. Se está perdiendo por lo tanto información con respecto a diferencias de ajuste sectoriales y más aún dentro de sectores, tal como se hace, por ejemplo, en los trabajos en que se estudia 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 respecto del ciclo económico. Así, las recesiones no solo

traen aparejados cambios de nivel hacia abajo en la demanda de empleo, sino también cambios en la capacidad de respuesta del empleo al crecimiento económico y a cambios en los salarios reales.

En efecto, en los resultados se predice una mayor elasticidad empleo-producto y una menor elasticidad empleo-salario durante las fases de desaceleración y contracción del producto. Esto sugiere que políticas destinadas a reducir costos laborales tendrían un impacto limitado para disminuir el desempleo durante las recesiones. En cambio, y de acuerdo con los resultados, las políticas destinadas a estimular la demanda agregada fortalecerían su impacto positivo en el empleo en tiempos de crisis.

Finalmente, se constata 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 excedente hacia el sector informal de la economía. Bajo esta perspectiva, los flujos de empleo hacia el sector informal aminorarían el impacto negativo de las desaceleraciones en el empleo total.

APÉNDICE

CUADRO A1

Seis países: estadísticas descriptivas - Panel G6 (1985-2008)

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

Fuente: elaboración propia.

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

CUADRO A2

Quince países: estadísticas descriptivas - Panel G15 (1980-2007)

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

Fuente: elaboración propia.

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

CUADRO A3

Apertura, tipo de cambio real y salarios reales
(Variable dependiente: crecimiento de salarios reales (*dlw*))

	<i>dlw</i>	<i>dlw</i>	<i>dlw</i>	<i>dlw</i>	<i>dlw</i>	<i>dlw</i>	<i>dlw</i>	<i>dlw</i>
<i>dlapert</i>	-0,343 [0,0603] ^a				-0,225 [0,0656] ^a			
<i>dlexp</i>		-0,364 [0,1217] ^b				0,003 [0,1728]		
<i>dlimp</i>			0,180 [0,0419] ^a				0,203 [0,0452] ^a	
<i>dltrc</i>				-0,154 [0,0262] ^a				0,058 [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

Fuente: elaboración propia.

Nota: En este cuadro se reportan los resultados de regresiones del salario real con el volumen de comercio, exportaciones, importaciones y el tipo de cambio real (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 estándar robustos.

a y b indican significancia estadística al 1% y 5%, respectivamente.

CUADRO A4

Ocho países: estadísticas descriptivas, 1994-2007

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

Fuente: elaboración propia.

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

Bibliografía

- Agénor, P. y P. Montiel (1996), *Development Macroeconomics*, Princeton, Princeton University Press.
- Alfaro, R. y otros (2004), "The bank lending channel in Chile", *Bank Market Structure and Monetary Policy*, L. Ahumada y J.R. Fuentes (comps.), Santiago de Chile, Banco Central de Chile.
- Anderson, P. (1993), "Linear adjustment costs and seasonal labor demand: evidence from retail trade firms", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, N° 4, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- 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*, vol. 58, N° 2, Oxford, Blackwell Publishing.
- BID (Banco Interamericano de Desarrollo) (2003), *Se buscan buenos empleos*, Washington, D.C.
- Blanchard, O. y N. Kiyotaki (1987), "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand", *American Economic Review*, vol. 77, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Bond, S. (2002), "Dynamic panel data models: a guide to microdata methods and practice", *CeMMAP Working Paper*, N° CWP09/02, Londres, Centre for Microdata Methods and Practice.
- 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*, vol. 6, N° 3, Santiago de Chile, Banco Central de Chile.
- Bruno, G., A. Falzoni y R. Helg (2004), "Measuring the effect of globalization on labor demand elasticity: an empirical application to OECD Countries", *CESPRI Working Paper*, N° 153, Milán, Centre for Research on Innovation and Internationalisation.
- Campa, J. y L. Goldberg (2001), "Employment versus wage adjustment and the U.S. dollar", *Review of Economics and Statistics*, vol. 83, N° 3, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Castro, L. y D. Saslavsky (2008), "Trade with China and India and manufacturing labor demand in Argentina", *UNU WIDER Research Paper*, N° RP2008/108, Helsinki, World Institute for Development Economic Research.
- Cavallo, M. y otros (2005), "Exchange rate overshooting and the costs of floating", *Working Paper Series*, N° 2005-07, San Francisco, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- CEPAL/OIT (Comisión Económica para América Latina y el Caribe/ Organización Internacional del Trabajo) (2009), "Crisis y mercado laboral", *Boletín CEPAL/OIT. Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe*, N° 1, Santiago de Chile.
- Edmond, C. y L. Veldkamp (2008), "Income dispersion and counter-cyclical markups", *NBER Working Paper*, N° 14452, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Fajnzylber, P. y W. Maloney (2004), "Labor demand and trade reform in Latin America", *Journal of International Economics*, vol. 66, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Galindo, A., A. Izquierdo y J. Montero (2007), "Real exchange rates, dollarization and industrial employment in Latin America", *Emerging Markets Review*, vol. 8, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Goldberg, L. y J. Tracy (2003), "Exchange rates and wages", *NBER Working Paper*, N° 8137, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Gutiérrez, M. (2007), "Economic growth in Latin America and the Caribbean: growth transitions rather than steady states", *serie Macroeconomía del desarrollo*, N° 58 (LC/L.2784-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.07.II.G.117.
- Hahn, J., J. Hausman y G. Kuersteiner (2007), "Long difference instrumental variables estimation for dynamic panel models with fixed effects", *Journal of Econometrics*, vol. 140, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Haltiwanger, J. y otros (2004), "Effects of tariffs and real exchange rates on job reallocation: evidence from Latin America", *Journal of Policy Reform*, vol. 7, N° 4, Londres, Taylor & Francis.
- Hamermesh, D. (2004), "Labor demand in Latin America and the Caribbean: what does it tell us?", *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, J.J. Heckman y C. Pagés (comps.), Chicago, The University of Chicago Press.
- _____ (1993), *Labor Demand*, Princeton, Princeton University Press.
- Huang, R. y J. Ritter (2009), "Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 44, N° 2, Cambridge, Cambridge University Press.
- Loayza, N. y J. Rigolini (2006), "Informality, trends and cycles", *Policy Research Working Paper Series*, N° 4078, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Maloney, W. y M. Bosch (2008), "Cyclical movements in unemployment and informality in developing countries", *Policy Research Working Paper*, N° 4648, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Márquez, G. y C. Pagés (1998), "Trade and employment: evidence from Latin America and the Caribbean", *RES Working Paper*, N° 4108, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.
- Mishra, P. y A. Spilimbergo (2009), "Exchange rates and wages in an integrated world", *IMF Working Paper*, N° 09/44, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Peres, W. y B. Stallings (2000), *Crecimiento, empleo y equidad: el impacto de las reformas económicas en América Latina y el Caribe*, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)/Fondo de Cultura Económica.
- Rodrik, D. (1997), *Has Globalisation Gone Too Far?*, Washington, D.C., Institute for International Economics.
- Vergara, S. (2005), "Dinámica laboral de la industria en Chile", *Revista de la CEPAL*, N° 86 (LC/G.2282-P), Santiago de Chile, agosto.
- Weller, J. (2005), "Problemas de empleo, tendencias subregionales y políticas para mejorar la inserción laboral", *serie Macroeconomía del desarrollo*, N° 40 (LC/L.2409-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.05.II.G.195.
- _____ (2000), *Reformas económicas, crecimiento y empleo. Los mercados de trabajo en América Latina y el Caribe*, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)/Fondo de Cultura Económica.