

# Costos de despido en Argentina.

Juan Martín Moreno.

Cita:

Juan Martín Moreno (2005). *Costos de despido en Argentina. VIII Jornadas Argentinas de Estudios de Población. Asociación de Estudios de Población de la Argentina, Tandil.*

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/viii Jornadas aepa/24>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/eY7r/acG>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons.  
Para ver una copia de esta licencia, visite  
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>.

*Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.*

## “LOS COSTOS DEL DESPIDO EN ARGENTINA.

### La experiencia de la ‘doble indemnización’

***Juan Martín Moreno***  
***juanmartinmoreno@yahoo.com***

#### ***RESUMEN***

Este trabajo analiza el impacto de las medidas de emergencia laboral y económica introducidas en Argentina en 2002 y 2003, sobre la evolución del empleo formal. La primera reforma duplicó el costo del despido, mientras que la segunda exceptuó de dicho gravamen a los despidos de los nuevos trabajadores. El marco teórico de este trabajo es el modelo de *job matching* de Mortensen-Pissarides que predice un efecto ambiguo en el empleo. La metodología se basa en regresiones de modelos lineales en datos de panel. Los resultados principales indican que la primera reforma habría tenido un impacto neto negativo sobre el empleo formal, mientras que la segunda habría tenido el efecto inverso. El balance general es positivo, aunque esto se debería a que el comportamiento de algunas de las decisiones de las empresas (respecto a las políticas de personal) no estarían gobernadas estrictamente por los precios relativos introducidos por las instituciones que regulan el mercado de trabajo.

## 1 Introducción

Las instituciones del mercado de trabajo han sido frecuentemente responsabilizadas por las diferencias en la *performance* laboral entre los Estados Unidos y Europa. Una simple comparación muestra que los primeros observan una baja presencia de estas instituciones junto con bajas tasa de desempleo, mientras que lo opuesto sucede en este último. Tradicionalmente, los estudios sobre este tópico usan regresiones de corte transversal o datos de panel con datos agregados a nivel de país. Puntualmente respecto de los costos del despido, la falta de cambios pronunciados en la legislación que gobierna esta institución complica el análisis, haciéndolo sensible a la especificación de la regresión y los métodos econométricos utilizados.

Este trabajo se concentra en el impacto de los costos del despido en el contexto del mercado de trabajo argentino. Dos reformas han sido introducidas a efectos de paliar las consecuencias de la crisis económica de 2001. Primero, los costos del despido han sido incrementados en un 100%. Un año después, se exceptuó de esta 'doble' indemnización a los vínculos laborales generados de ahí en adelante. La disponibilidad de una rica base de datos que permite medir la creación, separación y destrucción de puestos de trabajo, así como evaluar empíricamente las predicciones del modelo de *job matching*.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la próxima sección se presenta una breve revisión del debate acerca de los efectos de esta institución en la *performance* del mercado de trabajo; en la tercera sección se reseñan las reformas introducidas en el mercado de trabajo argentino; en la cuarta sección se derivan los resultados esperados de estas reformas de acuerdo al modelo estándar de *job matching*; en la quinta sección se presentan las estrategias de estimación junto con algunos detalles acerca de la naturaleza de la información; en la sexta sección se reportan algunos resultados preliminares; finalmente, en la sección de conclusiones se derivan algunas implicancias de los resultados en términos de recomendaciones de política.

## 2 Breve revisión de la literatura

La literatura en Economía Laboral dedica una vasta cantidad de páginas al debate acerca del rol de las instituciones del mercado laboral, junto con inmediatas recomendaciones de política. Este debate toma color cuando se compara la *performance* de los mercados laborales de diferentes economías con similares fundamentos macroeconómicos. A pesar de que los contrastantes niveles de desempleo entre Estados Unidos y Europa son presentados como consecuencias de las diferentes estructuras de las instituciones del mercado laboral, la productividad (y el crecimiento de) por hora reflejan un balance opuesto.

Marimon y Zilibotti (1999) argumentan que el seguro por desempleo funciona como un subsidio a la búsqueda que permite a los desocupados buscar selectivamente, generando vínculos laborales más eficientes. Este último argumento explicaría las diferencias de especialización y de productividad laboral (de Europa respecto a Estados Unidos). Acemoglu y Shimer (1999) sostienen que aún cuando se tengan en cuenta las diferencias en la aversión al riesgo (mercados de créditos incompletos), el seguro por desempleo puede conducir a un resultado óptimo, evitando las distorsiones típicas de los 'contratos implícitos'. Entre la literatura sobre Economía Política de las instituciones del mercado laboral, Saint Paul (1999, 2002) sugiere que la persistencia de éstas es el resultado de 'efectos constitución' que conduce a la existencia de múltiples equilibrios políticos de estado estacionario. En otras palabras, la persistencia de estas instituciones 'anticuadas' se debería al hecho de que las mismas han sido colectivamente elegidas, hecho que a su vez explicarían la resistencia política cuando se las intenta reformar. Nickell y Layard (1999) argumentan que no todas las instituciones del mercado laboral tienen las mismas consecuencias sobre el desempleo; sugiriendo que carece de sentido discutir acerca de la posibilidad de reformar algunas de ellas. En particular, estos autores sugieren que la protección al empleo presenta un efecto ambiguo sobre el desempleo.

Las instituciones del mercado laboral son un concepto amplio que comprende a los aportes y contribuciones a la Seguridad Social, la legislación y regulación sobre derechos laborales; los sindicatos; la negociación colectiva sobre salarios y condiciones laborales; los sistemas de prestaciones y las políticas activas del mercado de trabajo; capacitación profesional y educación formal; barreras a la movilidad geográfica. Los estándares laborales y la protección del empleo normalmente son considerados como equivalentes. Sin embargo, como señalan Nickell y Layard (1999), el impacto en el mercado de trabajo es diferente dado que para los primeros el incremento en el costo laboral puede ser ajustado a través de los salarios. Incluso en el caso en que los costos de la protección del empleo puedan ser absorbidos por los salarios, el sendero intertemporal de la demanda laboral es afectado al introducir costos de ajuste en el tamaño del plantel laboral de las empresas. Cahuc y Zilberberg (2004) definen a la legislación sobre la protección al empleo como "un conjunto de restricciones mandatorias que gobiernan los despidos de los empleados, donde el efecto buscado es el incremento del volumen y estabilidad del empleo." (pp. 734, *traducción propia*) La protección al empleo está compuesta por los costos del despido, normalmente representado por la indemnizaciones y otros costos regulatorios, conjuntamente con procedimientos administrativos como informar a terceros (i.e. sindicatos, servicio público de empleo, etc.)

La literatura empírica examina los efectos de los costos del despido sobre varias variables como empleo, desempleo, productividad, movilidad laboral y crecimiento. Los costos del despido desalientan la destrucción de puestos de trabajo toda vez éstos resultan mas caros, y al mismo tiempo detienen la creación de puestos laborales. Entonces, las empresas se mantienen más cautas respecto de contratar, reduciendo a su vez el flujo desempleo-empleo, cambiando la composición del desempleo. El desempleo de larga duración se incrementa mientras el desempleo de corto plazo se reduce, con ambiguos efectos netos. Con respecto a las tasas de empleo, un efecto

positivo ha sido reportado por Lazear (1990), a pesar de que las contribuciones posteriores han señalado que este efecto se debe principalmente al efecto ‘trabajador adicional’. Cahuc y Zylberberg (2004) señalan que los costos del despido tienen un efecto positivo sobre los trabajadores con baja productividad a quienes les pagan salarios mínimos, típicamente jóvenes. Nickell y Layard (1999) centran el heterogéneo impacto sobre la fuerza laboral femenina, no reportando efecto alguno sobre los trabajadores primarios en edades centrales. Kugler y Pica (2003) reportan un impacto diferencial sobre las mujeres, a partir de una reforma en los costos del despido introducida en Italia. Finalmente, los efectos netos sobre la productividad y en crecimiento no resultan claros. Por un lado, una menor rotación disminuye el ajuste de la fuerza laboral desde las viejas a las nuevas tecnologías, afectando negativamente al crecimiento. Por otro lado, una mayor estabilidad laboral incrementa la productividad a partir de promover la cooperación y la inversión en capital humano (i.e. cursos de capacitación). Las tendencias de la productividad parecerían estar validando el dominio de esta última posición. Para una revisión más profunda del debate ver Nickel y Layard (1999) y, Cahuc y Zylberberg (2004).

El debate acerca del rol de las instituciones del mercado laboral es relevante dadas las recomendaciones de política implícitas en sus resultados. El caso de Estados Unidos es presentado como la experiencia contrafactual que resultaría de introducir reformas en el mercado de trabajo europeo. La mayor parte de la investigación ha sido desarrollada regresando transversalmente las variables relevantes del mercado de trabajo en el ‘indicador sintético’ de la OCDE, el cual *ranquea* a los países de la región de acuerdo a su nivel de protección al empleo. Cahuc y Zylberberg (2004) argumentan que los resultados demuestran ser sensible a la especificación de las ecuaciones y los métodos econométricos utilizados. Kugler y Pica (2003, p.2, traducción propia) señalan que “la falta de cambios drásticos en la regulación del mercado de trabajo ha hecho difícil identificar el impacto de éstas sobre el empleo.” La experiencia argentina aparece como una promisorio experiencia llevada a cabo en el laboratorio de la vida real, donde es posible evaluar el efecto de los costos del despido en la *performance* del mercado de trabajo.

### 3 La reformas

‘Volatil’ parece ser el adjetivo más adecuado para describir a la macroeconomía argentina. Poco después de experimentar dos de los mayores episodios hiperinflacionarios (1989 y 1990), la moneda local fue fijada al dólar estadounidense por diez años. El abandono de este sistema de tipo de cambio fijo ha sido una de las experiencias más traumáticas de la historia económica argentina. Hacia el final de 2001, después de cuatro años de recesión, una severa crisis económica y política condujo a la Argentina a incurrir en el más grande *default* de deuda soberana de la historia.

La devaluación de la moneda local pasó de una paridad de 1:1 a 3:1<sup>1</sup>. Los precios al consumidor se incrementaron en un 40% en casi cuatro meses. Este bajo *pass-through* implicó efectos reales en la competitividad externa (especialmente para los sectores transables). Paralelamente, la mitad de la población cayó por debajo de la línea de la pobreza.

En este contexto se adoptaron varias medidas para evitar una explosión de la tasa de desempleo<sup>2</sup> Casi simultáneamente a la declaración del *default* y la devaluación de la moneda, se tomaron medidas (no anunciadas) de emergencia ocupacional.<sup>3</sup> <sup>4</sup> Todos los trabajadores fueron homogéneamente alcanzados por la medida adoptada a partir de Enero de 2002. Un año después, una nueva reforma fue introducida, esta vez bajo la forma de decreto presidencial (Dec. 2,639/02). La doble indemnización pasó a ser aplicable solamente para los vínculos creados antes de Enero de 2003. En otras palabras, el stock de empleados en una empresa cualquiera pasó a consistir de ‘viejos’ y ‘nuevos’ empleados, dependiendo de los costos del despido aplicables en cada caso. Los efectos esperados, entonces, no son tan claros como en la primera reforma.

A pesar de que la negociación colectiva sobre salarios se había reactivado en el marco de un nuevo contexto macroeconómico, los incrementos no fueron (en sus inicios) sensiblemente significativos. Debe recordarse que cerca de 1/4 de la fuerza laboral se encontraba sin trabajo a esa fecha. Una vez más, decretos presidenciales obligaron a las empresas a conceder incrementos salariales en sumas fijas.<sup>5</sup> Los primeros cuatro incrementos salariales no afectaron a los costos del despido dado que eran instrumentados como conceptos no remunerativos y por lo tanto no se computaban para la indemnización, aguinaldo, vacaciones o contribuciones a la Seguridad Social. A mediados de 2003, estos incrementos ‘impuestos’ debieron ser progresivamente incorporados al salario en forma remunerativa, provocando un incremento nominal en los costos del despido. Sin embargo, la implementación efectiva de estos incrementos es una experiencia de carácter heterogéneo. Resumiendo, dos reformas han tenido lugar. La primera incremento radicalmente los costos del despido, mientras la segunda ‘liberó’ a los nuevos vínculos de este costo extra. La inflación podría haber reducido estos costos en términos reales.

<sup>1</sup> El tipo de cambio sufrió un *overshoot* que alcanzó una cotización de 4:1.

<sup>2</sup> A lo largo de casi toda la década de los ochenta la tasa de desempleo (todas las edades) se ubicó por debajo del 10%. Durante la década de los noventa ésta promedio un valor de dos dígitos, alcanzando su pico en 1995: 18,6%. En 2002 se observó un nuevo record: 21,5% de la fuerza laboral se encontraba sin trabajo ni empleo. Los últimos valores de esta tasa, a pesar de no ser comparables, observan valores aún superiores al 10%.

<sup>3</sup> Es dable pensar que los agentes no habrían incorporado estas medidas en sus expectativas

<sup>4</sup> Los costos del despido consisten de un pago indemnizatorio equivalente a un mes de sueldo por año trabajado, más un mes de sueldo en caso de no haber sido notificado previamente. Además, se incluyen otros conceptos como beneficios devengados y no cobrados al momento de la extinción del vínculo contractual (aguinaldo, vacaciones, etc.)

<sup>5</sup> Inicialmente, se estableció un incremento de \$100. Progresivamente se determinaron incrementos nominales, hasta alcanzar \$200 (sobre el nivel inicial)

## 4 El Modelo

Esta sección introduce el modelo estándar de *job matching* de Mortensen-Pissarides con costos de despido ( $f$ ). La destrucción de empleo ( $q$ ) es endógena. Un supuesto importante aquí es que los salarios son considerados exógenos, hecho que es altamente plausible en un contexto como el argentino durante el período analizado.<sup>6</sup>  $\varepsilon$  es una variable aleatoria en el espacio  $(-\infty, \varepsilon_u)$  que representa la productividad de un vínculo (o empleo), cuya función de densidad acumulada es  $G(\cdot)$ . Como es usual,  $\lambda$  es un proceso de Poisson que representa cambios en productividad. Los *shocks* son idiosincrásicos, existe un gran número de empresas, y  $q = \lambda G(\varepsilon)$  define a la tasa de destrucción de empleo. Alternativamente,  $\theta$  representa la tensión o recalentamiento del mercado de trabajo y  $\theta m(\theta)$  la tasa de salida del desempleo (o inversamente la entrada al empleo). Finalmente,  $w$  representa los salarios pagados al trabajador (por el empleo).

### 4.1 Destrucción de Empleo

Los beneficios esperados de un vínculo (vacante ocupada) en equilibrio estacionario es

$$r\Pi_e(\varepsilon) = \varepsilon - w + \lambda[\Pi_\lambda - \Pi_e(\varepsilon)] \quad (1)$$

El primer término del lado derecho de la igualdad ( $\varepsilon - w$ ) refleja los beneficios instantáneos, mientras que el otro, la ganancia promedio asociada a un posible cambio de estatus laboral. Siempre que  $\varepsilon < \varepsilon_d$  el vínculo se destruye (el trabajador es despedido). Los beneficios esperados al nivel de reserva de la productividad  $\varepsilon_d$  se transforma en la condición de despido

$$r\Pi_e(\varepsilon_d) = -f + \Pi_v \quad (2)$$

Cuando se cumple la condición de libre entrada  $\Pi_v = 0$  (los beneficios esperados de una vacante ofrecida con los que se encuentra una empresa luego de despedir a un empleado son cero), la productividad de reserva se convierte en

$$\varepsilon_d = w - (r + \lambda)f - \lambda\Pi_\lambda \quad (3)$$

$\Pi_\lambda$  representa el beneficio esperado cuando el cambio en productividad ocurre, el cual es endógeno en la ec.(3). En vísperas de un *shock*, el beneficio promedio  $\Pi_\lambda$  es

$$\Pi_\lambda = \int_{-\infty}^{\varepsilon_d} -f dG(\varepsilon) + \int_{\varepsilon_d}^{\varepsilon_u} \Pi_e(\varepsilon) dG(\varepsilon) \quad (4)$$

La ec.(1) implica que la diferencia entre los beneficios esperados de un puesto ocupado  $\varepsilon$  y la productividad de reserva  $\varepsilon_d$ , cuando se satisface la condición de libre entrada, puede ser expresada como

$$\Pi_e(\varepsilon) = \frac{\varepsilon - \varepsilon_d}{r + \lambda} - f \quad (5)$$

Reemplazando (5) en (4) muestra que los beneficios esperados  $\Pi_\lambda$  se convierten en

$$\Pi_\lambda = -f + \frac{1}{r + \lambda} \int_{\varepsilon_d}^{\varepsilon_u} (\varepsilon - \varepsilon_d) dG(\varepsilon) \quad (6)$$

Reemplazando (6) en (3) permite obtener una expresión de la productividad de reserva en términos de los parámetros del modelo

$$\varepsilon_d = w - rf - \frac{\lambda}{r + \lambda} \int_{\varepsilon_d}^{\varepsilon_u} (\varepsilon - \varepsilon_d) dG(\varepsilon) \quad (7)$$

Recordando que  $q = \lambda G(\varepsilon)$  y diferenciando (7) con respecto a los costos de despido  $f$  arroja

$$\frac{\partial \varepsilon_d}{\partial f} < 0 \text{ y } \frac{\partial q}{\partial f} < 0,$$

que significa que a medida que los costos de despido aumentan, la destrucción de puestos disminuye. Esta es exactamente la razón para la cual los costos de despido han sido introducidos.

### 4.2 Creación de Empleo

El valor de un empleo vacante puede ser expresado como

$$r\Pi_v(\varepsilon) = -h + m(\theta)[\Pi_e(\varepsilon)_u - \Pi_v] \quad (8)$$

<sup>6</sup> Recuérdese que el desempleo alcanzó su pico histórico durante la recesión agravada durante cuatro años.

donde  $h$  representa el costo resultante de la búsqueda. Usando la condición de libre entrada  $\Pi_v = 0$  y considerando la productividad de una vacante abierta (a su máximo nivel)

$$\frac{h}{m(\theta)} = \frac{\varepsilon_u - \varepsilon_d - (r + \lambda)f}{r + \lambda} \quad (9)$$

Una vez mas, diferenciando con respecto a  $f$  arroja

$$\frac{\partial \theta}{\partial f} < 0 \text{ y } \frac{\partial m(\theta)}{\partial f} < 0,$$

que significa que a medida que los costos se incrementan, la creación de trabajo disminuye. El razonamiento que está por detrás de este resultado es que las empresas van a ser más cautelosas a la hora de contratar trabajadores, dado el nuevo contexto. Eventualmente tendrán que despedir e indemnizar a los trabajadores cuyo costo se incrementó.

### 4.3 Desempleo

Del modelo estándar de Mortensen-Pissarides la expresión para la tasa de desempleo estacionario es  $u$

$$u = \frac{q + n}{\theta m(\theta) + q + n} \quad (10)$$

Entonces, resulta evidente que el impacto de incrementar  $f$  es ambiguo y depende de la magnitud del cambio en la tasa de creación y destrucción de empleo.<sup>7</sup>

### 4.4 Salarios

Hasta aquí los salarios han sido considerados exógenos. Permitiendo negociación sobre éstos, un incremento en los costos de despido conduciría a salarios menores, atenuando los efectos sobre la creación de empleo. De acuerdo con Cahuc y Zylberberg (2004), ejercicios de calibración confirman que si se negocian los salarios, la protección del empleo tiene poco impacto en la creación y destrucción de empleo, así como sobre el desempleo. En la Argentina, en el contexto del período post reforma, parece plausible considerar a los salarios como nominalmente fijos. El desempleo alcanzó su pico histórico. El ejército de reserva de Marx representaba a 1/4 de la fuerza laboral. De hecho, la inflación desgastó el poder de compra de los salarios, sobre los cuales se concedieron incrementos de suma fija, no remunerativos. Estos son en parte una reacción a la inhabilidad de los sindicatos a negociar sobre los decrecientes salarios reales.

## 5 Estimaciones y datos

Dos ecuaciones resumen las regresiones que se derivan naturalmente del modelo para estimar el impacto de los costos de despido. La ec.(11) estima el impacto de las reformas sobre la creación de empleo, mientras que la ec.(12) hace lo propio sobre la destrucción de empleo. El subíndice  $i$  identifican la empresa, mientras que el subíndice  $t$  el período.

$$JC_{it} = \alpha + \beta REF1_t + \gamma REF2_t + \sum \theta_j X_{ij} + \sum \rho_l Y_{lit} + \sum \delta_k Z_{kt} + \psi E_t + \omega W_{it} + \epsilon \quad (11)$$

$$JD_{it} = \alpha + \beta REF1_t + \gamma REF2_t + \sum \theta_j X_{ij} + \sum \rho_l Y_{lit} + \sum \delta_k Z_{kt} + \psi E_t + \omega W_{it} + \epsilon \quad (12)$$

donde  $JC_{it}$  representa altas/stock inicial,  $JD_{it}$  son las separaciones (decididas por la empresa)/stock inicial,  $REF1$  es una *dummy* que toma valor 1 desde Enero de 2002 en adelante,  $REF2$  es una *dummy* que toma valor 1 de Enero 2003 en adelante.  $X_j$  son controles por rama y ciudad;  $Y_l$  controles por tamaño de establecimiento;  $Z_k$  son controles de estacionalidad mensual;  $E$  es un indicador de actividad económica, y  $W$  el costo salario real (*proxy* del costo real del despido).

La fuente de información usada en este trabajo proviene de una encuesta que mide los flujos y *stocks* de empleo del sector formal<sup>8</sup>. Tomando los registros administrativos de la Seguridad Social como marco muestral, se obtiene una muestra representativa en dos etapas utilizando el tamaño de la empresa y la rama de actividad. La muestra es llevada a cabo en las cuatro principales ciudades de la Argentina desde 1996<sup>9</sup>

<sup>7</sup> En el modelo básico, el desempleo es considerado como la suma del número de desempleados más los empleados informales. En Argentina, estos últimos representan a casi la mitad de los trabajadores asalariados. En otras palabras, aún cuando el modelo considere a  $u$  como el complemento del empleo, este conjunto dista de ser marginal, excediendo al empleo formal, al menos en este caso puntual.

<sup>8</sup> Encuesta de Indicadores Laborales del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social

<sup>9</sup> Buenos Aires, Córdoba, Rosario, Mendoza

Un esquema de paneles rotativos reemplaza 1/6 de la muestra por mes para evitar cansancio y pérdida de observaciones por desgaste. El tamaño de la muestra agregada es de 1.200 observaciones (empresas), recolectadas con frecuencia mensual. En este trabajo, Mendoza no ha sido considerada dada su tardía inclusión en la muestra. Asimismo, Gran Buenos Aires es dividida en Ciudad de Buenos Aires y Conurbano. La información aquí disponible abarca el período 01/2001 a 12/2004, el cual alcanza a 58.000 observaciones.

La información relevante proveniente de esta encuesta son las tasas de creación de empleo (flujo de entrada al empleo formal), destrucción de empleo (flujo de salida del empleo formal), y características de la empresa tales como rama de actividad (las actividades primarias no son relevadas), tamaño, ciudad y salarios promedio. La información se reporta de forma agregada. Flujos y *stocks* de trabajadores son informados, aunque no a nivel del individuo. En particular, hubiese sido muy útil obtener información respecto de la duración del vínculo. Recuérdese que la magnitud del costo individual del despido depende sensiblemente de la fecha de creación del vínculo. Sin embargo, algunas desagregaciones útiles son explotadas. Por ejemplo, las razones de la desvinculación permite diferenciar entre la tasa de desvinculaciones (total de desvinculaciones) de la tasa de destrucción de empleo (desvinculaciones decididas por las empresas).

Otras dos variables han sido consideradas como controles, aunque éstas se presenten en forma de serie de tiempo. Precios mayoristas y el indicador de actividad económica han sido obtenidos del informe trimestral del Ministerio de Economía.

## 6 Resultados

Esta Sección presenta los resultados obtenidos a partir de regresar las ecuaciones antes descritas, así como variaciones de la especificación original. Los resultados aparecen en cuatro cuadros resumen que presentan solamente el valor de los coeficientes relevantes. Los resultados completos de las regresiones, así como algunas especificaciones alternativas son reportados en el Apéndice. El Cuadro 1 presenta estadísticas descriptivas de las tasas de creación y destrucción (decididas por las empresas) de puestos de trabajo. El Cuadro 2 reporta regresiones simples de estas tasas únicamente en variables *dummies* que intentan captar el efecto de las reformas. El Cuadro 3 presenta los resultados de especificaciones alternativas que incorporan controles e interacciones. El Cuadro 4 ofrece los resultados de la especificación más completa que provee este trabajo.

La tasa promedio de creación de puestos de trabajo entre 2001 y 2004 fue de 3,53%, mientras que para la destrucción de puestos fue de 2,1% en el mismo período<sup>10</sup>. La primera se incrementó en medio punto porcentual luego de la primera reforma. El doble cruce presentado en el panel superior del Cuadro 1, permite observar el valor promedio de esta primera tasa para los distintos períodos considerados. La Reforma 1 (introducida en Enero de 2002) deja ver las diferencias entre 2001 (3,1%) y los tres años posteriores (3,6%). A su vez, el incremento fue aún más pronunciado después de la segunda reforma. En 2002 el promedio de creación de empleo fue de 3,2%, mientras que en 2003 y 2004 ésta se incrementó, alcanzando un valor de 3,8% (de la dotación inicial de personal). El incremento experimentado por esta tasa a partir de la segunda reforma sería consistente con la teoría, mientras que la evolución observada en el año posterior a la primera reforma sería contradictorio.

**Cuadro 1. Tasa de creación (destrucción) de puestos de trabajo promedio según período 2001-2004. Gran Buenos Aires, Córdoba y Rosario**

Creación de puestos		Reforma 2		
		Pre	Post	Total
Reforma 1	Pre	0.0314		0.0314
	Post	0.0320	0.0388	0.0366
	Total	0.0317	0.0388	0.0353
Destrucción de puestos		Reforma 2		
		Pre	Post	Total
Reforma 1	Pre	0.0255		0.0255
	Post	0.0281	0.0152	0.0194
	Total	0.0268	0.0152	0.0210

De forma similar, el panel inferior del Cuadro 1 presenta la desagregación de la tasa de destrucción de puestos de trabajo. El detalle de los promedios por período parecería contradecir los efectos esperados por la teoría. Esta tasa se incrementó levemente después de la primera reforma, para reducirse drásticamente luego de la segunda. En 2001 la destrucción promedio fue de 2,5%, cayendo a 1,94% para el período 2002-2004. Sin embargo, en 2002 dicho promedio había ascendido a 2,81%, cayendo pronunciadamente a 1,52% para el período posterior a la segunda reforma (2003-2004).

El Cuadro 2 refleja la importancia de tomar en cuenta la estructura de datos de panel que provee la información. Los resultados (de las tasas promedio) reportados en el Cuadro 1 pueden ser fácilmente

<sup>10</sup> Recuérdese que la variación de empleo no es la diferencia entre estas dos tasas, sino entre la tasa de creación y la desvinculaciones, que además incluye a las desvinculaciones decididas por los trabajadores (renuncias, jubilaciones, etc.)

reproducidos a partir de las coeficientes reportados en las regresiones OLS que aparecen en las columnas (1) y (2) del Cuadro 2. Alternativamente, las regresiones (3) a (6) presentan los resultados derivados de considerar la estructura de datos de panel. Evidentemente, individualizar las observaciones permite medir el impacto de las reformas en el comportamiento de las empresas al incorporar o despedir personal. Esto no necesariamente surge de comparar los promedios de las tasas antes y después de la reforma. El encarecimiento de los costos del despido habría reducido la tasa de creación de puestos entre 0,7 y 1,1 puntos porcentuales, mientras que la segunda reforma habría incrementado dicha tasa, aunque el efecto parece no haber sido generalizado dado que los coeficientes no son estadísticamente significativos<sup>11</sup>. Ambos resultados, si bien no necesariamente robustos, parecerían confirmar las predicciones del modelo de Mortensen-Pissarides.

### Cuadro 2. Variable dependiente: Creación (Destrucción) de Puestos de Trabajo.

2001-2004. Gran Buenos Aires, Córdoba y Rosario

Métodos: Mínimos cuadrados ordinarios (ols), efectos aleatorios (re) y fijos (fe) en datos de panel

	Creación de Puestos			Destrucción de Puestos		
	(1) ols	(3) re	(5) fe	(2) ols	(4) re	(6) fe
<b>Reforma 1</b>	<b>0.001</b> (0.18)	<b>-0.007</b> (1.38)	<b>-0.011</b> (2.03)*	<b>0.003</b> (1.12)	<b>0.003</b> (1.10)	<b>0.002</b> (0.83)
<b>Reforma 2</b>	<b>0.007</b> (2.22)*	<b>0.008</b> (1.83)	<b>0.010</b> (1.93)	<b>-0.013</b> (6.51)**	<b>-0.012</b> (5.95)**	<b>-0.011</b> (5.31)**
Constante	0.031 (12.73)**	0.038 (8.24)**	0.039 (9.52)**	0.026 (15.97)**	0.029 (8.33)**	0.025 (14.10)**
Observaciones	57776	57776	57776	57635	57635	57635
Numero de grupos	0.00		0.00	0.00		0.00
R-cuadrado		11903	11903		11898	11898

Valor absoluto de estadísticos t entre paréntesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

El derrotero de la tasa de destrucción no parece seguir el comportamiento anunciado por la teoría. La tasa de destrucción de puestos de trabajo se habría incrementado después de la primera reforma (que la hizo más costosa), disminuyendo después de su abaratamiento (Reforma 2). El impacto de ambas reformas parece ser el mismo indistintamente del método econométrico utilizado. La primera reforma habría tenido un efecto positivo aunque no estadísticamente significativo. La segunda reforma habría reducido la destrucción de puestos en 1,1 puntos porcentuales, siendo este resultado estadísticamente robusto.

Finalmente, el Cuadro 2 reporta paralelamente los resultados obtenidos de regresar modelos de efectos fijos y aleatorios en datos de panel. Testeada la ausencia de efectos fijos, todos los estadísticos  $F$  (significatividad conjunta de las variables *dummy*) permiten rechazar la hipótesis nula.<sup>12</sup> Asimismo, todos los *test* del multiplicador de Lagrange propuesto por Breusch y Pagan rechazan también la hipótesis nula de ausencia de efectos aleatorios<sup>13</sup>. Finalmente, para cada par de regresiones (efectos fijos y aleatorios) ha sido realizado un *test* de exogeneidad de las variables explicativas. Los valores de dichos *test* de Hausman rechazan la hipótesis nula, conduciendo a preservar los modelos de efectos fijos en función de sus propiedades de consistencia (ver cuadro A5 en el Apéndice).

Incluyendo controles e interacciones sobre el modelo de efectos fijos (datos de panel) no cambia sustancialmente los resultados alcanzados en el Cuadro 2, aunque sí los valores de algunos de sus coeficientes. Los efectos más robustos de estas regresiones son: primero, el efecto negativo de la primera reforma sobre la tasa de creación de empleo; segundo, el impacto negativo sobre la tasa de destrucción de puestos de la segunda reforma. Tanto el impacto de la reforma 2 sobre la creación de puestos, como el efecto de la reforma 1 sobre la destrucción parecen ser sensibles a las especificaciones de la regresión. Las regresiones (1) y (2) incluyen como variables explicativas controles por rama de actividad, tamaño del establecimiento y ciudad. Las regresiones (3) y (4) incluyen interacciones entre las reformas y las ramas de actividad<sup>14</sup>. Las regresiones (5) y (6) agregan controles de estacionalidad a las regresiones (1) y (2). Finalmente, (7) y (8) incorporan tanto controles como interacciones de las anteriores regresiones.

<sup>11</sup> En paréntesis se reporta el valor de los estadísticos t de significatividad individual. En ambos casos éstos se encuentra muy cerca de ser estadísticamente significativos.

<sup>12</sup> Los valores de los todos los estadísticos se reportan en el Apéndice.

<sup>13</sup> Los estadísticos se encuentran al pie de cada regresión, en las tablas reportadas en el Apéndice.

<sup>14</sup> Se incluyen estas interacciones ante posibles cambios diferenciales según rama, derivados de los efectos del tipo de cambio real en los sectores transables y no transables.

**Cuadro 3. Variable dependiente: Creación (Destrucción) de Puestos de Trabajo.**

2001-2004. Gran Buenos Aires, Córdoba y Rosario

Método: Efectos fijos en datos de panel

	Creación de Puestos <sup>1</sup>				Destrucción de Puestos <sup>2</sup>			
	(1)	(3)	(5)	(7)	(2)	(4)	(6)	(8)
<b>Reforma 1</b>	<b>-0.020</b>	<b>-0.020</b>	<b>-0.013</b>	<b>-0.013</b>	<b>0.001</b>	<b>0.005</b>	<b>-0.001</b>	<b>0.003</b>
	(3.44)**	(3.39)**	(2.14)*	(2.07)*	(0.48)	(1.20)	(0.39)	(0.73)
<b>Reforma 2</b>	<b>0.012</b>	<b>0.018</b>	<b>-0.002</b>	<b>0.004</b>	<b>-0.011</b>	<b>-0.011</b>	<b>-0.007</b>	<b>-0.007</b>
	(2.46)*	(2.03)*	(0.29)	(0.38)	(4.73)**	(4.82)**	(2.55)*	(2.69)**
Índice de actividad económica	0.000	0.000	0.002	0.002	-0.000	-0.000	-0.001	-0.001
	(1.72)	(1.80)	(4.57)**	(4.65)**	(2.35)*	(2.35)*	(3.49)**	(3.38)**
(regresores omitidos)	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....
Constante	-0.114	-0.116	-0.267	-0.271	0.050	0.051	0.094	0.093
	(5.33)**	(5.41)**	(6.42)**	(6.51)**	(5.32)**	(5.36)**	(5.14)**	(5.06)**
Observaciones	57776	57776	57776	57776	57635	57635	57635	57635
Numero de grupos	11903	11903	11903	11903	11898	11898	11898	11898
R-cuadrado	0.02	0.02	0.02	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00

Valor absoluto de estadísticos t entre paréntesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

<sup>1</sup> Resultados completos en el Apéndice

En el Cuadro A1 (Apéndice) se observan diferencias estadísticamente significativas, tanto en la creación como la destrucción de puestos, entre las empresas de distinto tamaño. Las empresas más grandes presentan tasas de creación de puestos menores que las empresas con menor dotación de personal. Estas diferencias se invierten cuando se toma como variable dependiente a la destrucción de puestos. Sin embargo, las diferencias son mucho más marcadas en la creación que en la destrucción de puestos, tanto por su magnitud como por su significatividad estadística. Se incorpora además, un indicador de actividad económica que agrega información de todo el país (solo varía en el tiempo). Este regresor presenta, coherentemente, una relación positiva con la tasa de creación de puestos, y otra negativa con la destrucción de los mismos. En ambos casos estas relaciones se presentan significativamente distintas de cero, independientemente de la especificación utilizada.

La elección de modelos de efectos fijos no permite observar las diferencias en las tasas de creación y destrucción entre las distintas ciudades y ramas de actividad<sup>15</sup>. Para ello es necesario inspeccionar las regresiones de los modelos de efectos aleatorios que se reportan en el Apéndice (ver Cuadro A2), tomando los recaudos pertinentes en función de los test de Hausman presentados. Al controlar por ciudad y rama de actividad se observa que la tasa de creación no presenta diferencias según ciudad, aunque si mayores niveles para las ramas Construcción y Servicios Financieros e Inmobiliarios. Respecto de la destrucción de puestos, ambas ramas de actividad reportan niveles más altos de esta tasa. Se concluye que se trata de sectores con mayor rotación de personal, aunque los motivos sean diferentes<sup>16</sup>. Finalmente Rosario presenta niveles más elevados de despido que el resto de las ciudades.

Los resultados hasta aquí presentados no son exactamente alentadores. De los cuatro efectos buscados, solo uno es robusto y realmente confirma las predicciones de la teoría (reforma 1 en la creación de puestos). Otro es robusto, pero parecería ser contradictorio con el modelo de *job matching* usado. Los otros dos, no son estadísticamente significativos, cambiando de signo según la especificación del modelo. Sin embargo las especificaciones utilizadas hasta aquí omiten una variable importante a la hora de aislar los efectos de las reformas.

El costo del despido se compone, fundamentalmente, del salario del trabajador y de su antigüedad.<sup>17</sup> El modelo básico de Mortensen-Pissarides asume que los salarios son exógenos, supuesto que aquí fue considerado como plausible (dado el contexto argentino que comprende este trabajo). Sin embargo, es necesario realizar dos aclaraciones: primero, el salario considerado exógeno corresponde a aquél en términos nominales; segundo, durante el período se decretaron incrementos salariales de suma fija los cuales no deberían haber afectado los costos del despido. Estos incrementos tuvieron carácter no remunerativo, es decir, no formaban parte del salario, aunque si del ingreso efectivo de los trabajadores (formales). Recién sobre el final del período analizado se incorporaron los incrementos remunerativos al salario, cuya aplicación no necesariamente ha sido homogénea. Paralelamente, la devaluación y el abandono del sistema de tipo de cambio fijo se vieron acompañados de importantes aumentos de los precios al consumidor, y en menor medida de los precios mayoristas. Deflactando

<sup>15</sup> Estas variables se cancelan en el modelo de efectos fijos dado que no varían según individuo. El estrato (tamaño) al que pertenecen, lógicamente, puede variar en el tiempo.

<sup>16</sup> Es posible que los trabajadores de la Construcción estén ligados a tareas menos permanentes, no atadas a costos de despido. Por otro lado, los Servicios financieros, normalmente Bancos, estarían más capacitados para reducir sus planteles aún cuando éstos se efectivicen con costos más elevados.

<sup>17</sup> Las indemnizaciones dependen de otros factores que también están asociados al nivel salarial: el preaviso y los proporcionales de aguinaldo y vacaciones.

los salarios con el índice de precios mayorista se pueden aproximar los costos salariales, así como los costos del despido, al menos su variable principal.

El Cuadro 4 reporta una especificación alternativa que incorpora esta *proxy* de salario real o costo indemnizatorio promedio en términos reales. Los resultados cambian tanto cuantitativamente como cualitativamente. Por un lado, la Reforma 1 disminuye tanto la creación como la destrucción de puestos de trabajo. La creación de puestos se reduce en 2,1 puntos porcentuales, mientras que la destrucción de puestos hace lo propio en 0,5 puntos porcentuales. Es decir, si la especificación del modelo realmente esta permitiendo captar el efecto puro de la Reforma 1, esta habría tenido consecuencias negativas para el empleo formal.

La Reforma 2, tal como predice el modelo de *job matching*, incrementó la creación de puestos en 1,1 puntos porcentuales. Sin embargo, el efecto de esta segunda reforma presenta robustos resultados que contradecirían las predicciones teóricas en el caso de la destrucción de puestos. En otras palabras, al “abaratarse” nominalmente los costos del despido de los futuros vínculos, es lógico esperar un incremento en la tasa de creación de puestos y consecuentemente en la tasa de destrucción. Sin embargo, esto no se observa en la experiencia argentina. El efecto de la segunda reforma es negativo. La tasa de destrucción se reduce en 0,9 puntos porcentuales, cuando se ‘abarata’ la indemnización.

#### **Cuadro 4. Variable dependiente: Creación (Destrucción) de Puestos de Trabajo.**

2001-2004. Gran Buenos Aires, Córdoba y Rosario

Método: Efectos fijos en datos de panel

	(1)	(2)
	Creación de Puestos <sup>/1</sup>	Destrucción de Puestos <sup>/1</sup>
<b>Reforma 1</b>	<b>-0.021</b>	<b>-0.005</b>
	(4.22)**	(2.17)*
<b>Reforma 2</b>	<b>0.011</b>	<b>-0.009</b>
	(3.63)**	(4.01)**
Costo salarial (w/ipim)	0.006	-0.003
	(11.62)**	(9.26)**
Índice de actividad económica	0.000	-0.000
	(3.24)**	(2.08)*
(regresores omitidos)	.....	.....
	.....	.....
Constant	-0.123	0.069
	(8.89)**	(8.66)**
Observaciones	51268	51223
Numero de grupos	11031	11030
R-cuadrado	0.03	0.01

Valor absoluto de estadísticos t entre paréntesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

<sup>/1</sup> Resultados completos en el Apéndice

A partir de los resultados presentados en el Cuadro 4 se puede estimar el impacto neto de ambas reformas sobre el empleo formal. La primera reforma habría disminuido la creación de puestos en 2,1 puntos porcentuales, y la destrucción en 0,5 puntos porcentuales. El resultado neto sería una variación del empleo formal negativa de 1,6 puntos porcentuales. Contrariamente, la segunda reforma habría incrementado la creación de puestos en 1,1 puntos porcentuales, mientras que la destrucción de puestos habría disminuido en 0,9 puntos porcentuales. El efecto neto habría sido una variación positiva del empleo formal del orden de 2 puntos porcentuales. La segunda reforma habría tenido un efecto positivo que habría más que compensado los efectos negativos de la primera reforma.<sup>18</sup>

<sup>18</sup> Dado que estas estimaciones están sujetas a valores que fluctúan en un rango determinado por los intervalos de confianza, el resultado bien podría haber sido nulo. Una vez más, los resultados completos se presentan en el Apéndice.

## 7 Conclusiones

En enero de 2002, en el marco de una profunda crisis económica, con el objetivo de evitar el agravamiento de la emergencia ocupacional, se incrementaron los costos indemnizatorios en un 100%. El modelo básico de *job matching* prevé que ante un incremento como éste, la destrucción de puestos se reduzca, conjuntamente con la creación de puestos de trabajo. En enero de 2003, se modificó esta primera reforma, desgravando de esa “doble indemnización” a los vínculos laborales que se generaran desde ese momento en adelante. Cabría esperar que esta reforma incrementara la tasa de entrada, dado que los nuevos vínculos volvían a tener el costo nominal que tradicionalmente tenían. Sin embargo, no estaba claro cual sería el efecto neto sobre la tasa de destrucción.

Por un lado, si las empresas necesitaban despedir a los trabajadores ingresados desde el 2003 en adelante, su costo era inferior al de aquellos trabajadores incorporados previamente. Para encontrarse en esta posición debían haber tomado trabajadores luego de esta segunda reforma. En caso contrario, enfrentaban los mismos costos nominales que fijaba la primera reforma de 2002. En este segundo caso, cabría esperar cero cambios en la tasa de destrucción. Finalmente, los salarios (principal componente del cálculo de las indemnizaciones) se mantuvieron nominalmente fijos, mientras los precios mayoristas y minoristas se incrementaron luego de la devaluación. Dado que éstos no se incrementaron de manera homogénea, los costos salariales y de despido de las distintas empresas se modificaron heterogéneamente. La imposición de una indemnización doble sobre un salario nominalmente fijo se reducía conforme avanzaban los precios. El interrogante respecto del efecto neto permanecía abierto.

La evidencia empírica ha sido encontrada a partir de econometría de datos de panel. Estos han permitido ‘testear’ las predicciones del modelo de *job matching* en base a una encuesta que mide la creación y destrucción de puestos de trabajo. Según éstas, la primera reforma habría impactado negativamente en la variación del empleo. Tanto la creación como la destrucción de puestos de trabajo se redujeron a partir de la entrada en vigencia de la primera reforma, dominando la magnitud de la primera. En el caso de la segunda reforma, el efecto neto sobre el empleo formal habría sido positivo. Mientras la creación del empleo se habría incrementado por la medida, la destrucción se habría reducido (aún más que con la primera reforma). El balance de ambas reformas en términos de empleo formal es positivo. No solo por los valores de los impactos netos, sino porque el impacto de la primera reforma se extendió durante el año 2002, mientras que el impacto de la segunda ha sido de más larga duración.<sup>19</sup>

El hecho más relevante de los resultados encontrados, es que la segunda reforma no incrementó la tasa de destrucción de puestos de trabajo decididos por las empresas. La redujo. Es decir, mientras las indemnizaciones se hacían más baratas, éstas disminuían. Esta evidencia mostraría que la lógica que gobierna la toma de dicha decisión no está gobernada estrictamente por los precios relativos. Otros factores estarían explicando las políticas de personal de las empresas. Este resultado resulta relevante para quienes tienen que decidir cuando dar por terminada la temporalidad de la medida.

---

<sup>19</sup> Aquí se analiza el impacto hasta 2004. Al momento de escribir este trabajo, ambas reformas siguen vigentes, con modificaciones menores de los valores de la primera.

## Referencias

- [1] Acemoglu, D y Shimer, R (1999) "Efficient Unemployment Insurance", en The Journal of Political Economy, Vol. 107, No. 5. pp. 893-928.
- [2] Cahuc, Pierre y Zilberberg, Andre (2004): "Labor economics", Cambridge, Mass. : MIT Press.
- [3] Kugler, Adriana y Pica, Giovanni (2003): "Effects of Employment Protection and Product Market Regulations on the Italian Labor Market", Institute for the Study of Labor. IZA DP No. 948
- [4] Marimon, R and Zilibotti, F (1999): "Unemployment vs. Mismatch of Talents: Reconsidering Unemployment Benefits", The Economic Journal, Vol. 109, No. 455. pp. 266-291.
- [5] Mortensen, Dale y Pissarides (1994): "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment", en The Review of Economic Studies, Vol. 61, No. 3 . pp. 397-415.
- [6] Nickell, Stephen y Layard, Richard (1999): "Labor market and economic performance", en Handbook of labor economics. Volume 3 ; editado por Orley Ashenfelter and David Card. Amsterdam : Elsevier. pp. 3029-3080
- [7] Saint Paul, Gilles (1999) "The Political Economy of Employment Protection", en UPF working papers, No355
- [8] Saint Paul, Gilles (2002): "The political economy of employment protection", en Journal of Political Economy. Vol. 110, no3. pp. 672-704

## Apéndice

**Cuadro A1. Variable dependiente: Creación (Destrucción) de Puestos de Trabajo.**

2001-2004. Gran Buenos Aires, Córdoba y Rosario

Método: Efectos fijos en datos de panel

	Creación de Puestos				Destrucción de Puestos			
	(1)	(3)	(5)	(7)	(2)	(4)	(6)	(8)
<b>Reforma 1</b>	<b>-0.020</b>	<b>-0.020</b>	<b>-0.013</b>	<b>-0.013</b>	<b>0.001</b>	<b>0.005</b>	<b>-0.001</b>	<b>0.003</b>
	(3.44)**	(3.39)**	(2.14)*	(2.07)*	(0.48)	(1.20)	(0.39)	(0.73)
<b>Reforma 2</b>	<b>0.012</b>	<b>0.018</b>	<b>-0.002</b>	<b>0.004</b>	<b>-0.011</b>	<b>-0.011</b>	<b>-0.007</b>	<b>-0.007</b>
	(2.46)*	(2.03)*	(0.29)	(0.38)	(4.73)**	(4.82)**	(2.55)*	(2.69)**
Índice de actividad económica	0.000	0.000	0.002	0.002	-0.000	-0.000	-0.001	-0.001
	(1.72)	(1.80)	(4.57)**	(4.65)**	(2.35)*	(2.35)*	(3.49)**	(3.38)**
11 a 15 trab	0.354	0.354	0.359	0.359	-0.022	-0.022	-0.024	-0.024
	(27.34)**	(27.28)**	(27.62)**	(27.56)**	(3.89)**	(3.90)**	(4.14)**	(4.13)**
16 a 30 trab	0.202	0.202	0.206	0.206	-0.014	-0.014	-0.015	-0.015
	(16.74)**	(16.72)**	(16.99)**	(16.98)**	(2.65)**	(2.66)**	(2.84)**	(2.85)**
31 a 75 trab	0.081	0.081	0.082	0.082	-0.007	-0.007	-0.008	-0.008
	(8.09)**	(8.06)**	(8.25)**	(8.23)**	(1.67)	(1.64)	(1.79)	(1.76)
76 y mas trab	-0.051	-0.052	-0.052	-0.053	0.020	0.020	0.020	0.020
	(3.65)**	(3.70)**	(3.73)**	(3.79)**	(3.17)**	(3.23)**	(3.20)**	(3.25)**
Enero			-0.000	-0.000			-0.002	-0.002
			(0.03)	(0.04)			(1.02)	(1.01)
Febrero			-0.005	-0.005			-0.000	-0.000
			(0.99)	(1.02)			(0.18)	(0.20)
Marzo			0.005	0.005			-0.004	-0.004
			(0.95)	(0.98)			(1.92)	(1.90)
Abril			0.031	0.032			-0.007	-0.007
			(3.80)**	(3.83)**			(1.90)	(1.81)
Mayo			0.008	0.008			-0.002	-0.002
			(1.52)	(1.56)			(0.94)	(0.92)
Julio			-0.003	-0.003			0.001	0.001
			(0.56)	(0.56)			(0.63)	(0.63)
Agosto			0.029	0.029			-0.012	-0.012
			(3.75)**	(3.79)**			(3.54)**	(3.45)**
Septiembre			0.002	0.002			-0.001	-0.002
			(0.37)	(0.41)			(0.60)	(0.66)
Octubre			0.007	0.007			-0.003	-0.003
			(1.22)	(1.26)			(1.25)	(1.30)
Noviembre			0.005	0.005			-0.006	-0.006
			(0.89)	(0.93)			(2.48)*	(2.50)*
Diciembre			0.015	0.015			-0.004	-0.003
			(2.77)**	(2.76)**			(1.47)	(1.45)
Reforma1*Elec, gas y agua						0.008		0.007
						(0.47)		(0.40)
Reforma1*Construcción						0.005		0.005
						(0.66)		(0.59)
Reforma1*Comercio						-0.006		-0.006
						(0.93)		(0.89)
Reforma1*Transp, alamac.						-0.005		-0.005
						(0.52)		(0.58)
Reforma1*Ss. Inmob y fin						-0.021		-0.021
						(2.70)**		(2.68)**
Reforma1*Ss. Sociales						-0.003		-0.004
						(0.48)		(0.59)
Reforma2*Elec, gas y agua		-0.040		-0.041				
		(1.18)		(1.18)				
Reforma2*Construcción		-0.034		-0.034				
		(2.17)*		(2.20)*				
Reforma2*Comercio		-0.007		-0.007				
		(0.52)		(0.57)				
Reforma2*Transp, alamac.		0.008		0.008				
		(0.41)		(0.45)				
Reforma2*Ss. Inmob y fin		0.006		0.006				
		(0.39)		(0.37)				
Reforma2*Ss. Sociales		-0.004		-0.002				
		(0.26)		(0.15)				
Constante	-0.114	-0.116	-0.267	-0.271	0.050	0.051	0.094	0.093
	(5.33)**	(5.41)**	(6.42)**	(6.51)**	(5.32)**	(5.36)**	(5.14)**	(5.06)**
Observaciones	57776	57776	57776	57776	57635	57635	57635	57635
Numero de grupos	11903	11903	11903	11903	11898	11898	11898	11898
R-cuadrado	0.02	0.02	0.02	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
F-test (efecto fijo)	3.72	3.72	3.73	3.73	12.48	12.47	12.48	12.48

Valor absoluto de estadísticos t entre paréntesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

**Cuadro A2. Variable dependiente: Creación (Destrucción) de Puestos de Trabajo.**  
 2001-2004. Gran Buenos Aires, Córdoba y Rosario  
 Método: Efectos aleatorios en datos de panel

	Creación de Puestos				Destrucción de Puestos			
	(1)	(3)	(5)	(7)	(2)	(4)	(6)	(8)
<b>Reforma 1</b>	<b>-0.014</b> (2.73)**	<b>-0.014</b> (2.76)**	<b>-0.009</b> (1.68)	<b>-0.009</b> (1.70)	<b>0.002</b> (0.65)	<b>0.005</b> (1.25)	<b>-0.001</b> (0.27)	<b>0.003</b> (0.74)
<b>Reforma 2</b>	<b>0.008</b> (1.75)	<b>0.013</b> (1.74)	<b>0.000</b> (0.02)	<b>0.005</b> (0.66)	<b>-0.011</b> (5.04)**	<b>-0.011</b> (5.10)**	<b>-0.007</b> (2.83)**	<b>-0.008</b> (2.93)**
Índice de actividad económica	0.000 (1.21)	0.000 (1.23)	0.001 (2.79)**	0.001 (2.83)**	-0.000 (2.18)*	-0.000 (2.18)*	-0.001 (3.35)**	-0.000 (3.27)**
11 a 15 trab	0.137 (17.01)**	0.137 (16.97)**	0.138 (17.13)**	0.138 (17.10)**	-0.011 (2.19)*	-0.011 (2.18)*	-0.012 (2.40)*	-0.012 (2.39)*
16 a 30 trab	0.052 (6.40)**	0.051 (6.37)**	0.052 (6.47)**	0.052 (6.45)**	-0.006 (1.36)	-0.006 (1.36)	-0.007 (1.52)	-0.007 (1.51)
31 a 75 trab	0.008 (1.14)	0.008 (1.11)	0.008 (1.16)	0.008 (1.13)	-0.003 (0.69)	-0.003 (0.66)	-0.003 (0.78)	-0.003 (0.74)
76 y mas trab	0.004 (0.47)	0.004 (0.50)	0.004 (0.49)	0.004 (0.51)	0.011 (2.11)*	0.011 (2.14)*	0.011 (2.09)*	0.011 (2.12)*
Ciudad de BsAs	0.002 (0.25)	0.002 (0.20)	0.001 (0.19)	0.001 (0.14)	-0.001 (0.18)	-0.001 (0.17)	-0.001 (0.15)	-0.001 (0.14)
Cordoba	0.002 (0.23)	0.002 (0.15)	0.002 (0.21)	0.001 (0.14)	0.010 (0.98)	0.010 (0.98)	0.010 (0.99)	0.010 (0.99)
Rosario	0.018 (1.70)	0.017 (1.65)	0.018 (1.70)	0.017 (1.65)	0.026 (2.61)**	0.026 (2.60)**	0.026 (2.61)**	0.025 (2.60)**
Elec, gas y agua	0.007 (0.14)	0.004 (0.08)	0.007 (0.13)	0.004 (0.07)	-0.007 (0.13)	-0.011 (0.21)	-0.007 (0.13)	-0.010 (0.20)
Construcción	0.036 (3.21)**	0.046 (3.67)**	0.036 (3.16)**	0.045 (3.62)**	0.061 (5.92)**	0.061 (5.25)**	0.062 (5.95)**	0.061 (5.31)**
Comercio	-0.011 (1.18)	-0.007 (0.64)	-0.011 (1.17)	-0.007 (0.60)	0.006 (0.64)	0.010 (0.98)	0.006 (0.65)	0.010 (0.96)
Transp, alamac.	0.009 (0.62)	0.007 (0.41)	0.009 (0.66)	0.007 (0.44)	0.004 (0.28)	0.006 (0.44)	0.003 (0.25)	0.006 (0.44)
Ss. Inmob y fin	0.044 (3.81)**	0.049 (3.70)**	0.044 (3.83)**	0.049 (3.73)**	0.036 (3.28)**	0.048 (3.94)**	0.035 (3.28)**	0.047 (3.92)**
Ss. Sociales	0.019 (1.76)	0.018 (1.47)	0.019 (1.77)	0.018 (1.46)	-0.005 (0.52)	-0.004 (0.32)	-0.005 (0.53)	-0.003 (0.29)
Enero			-0.004 (0.74)	-0.004 (0.74)			-0.003 (1.36)	-0.003 (1.36)
Febrero			-0.004 (0.79)	-0.004 (0.80)			-0.001 (0.59)	-0.001 (0.61)
Marzo			0.000 (0.02)	0.000 (0.03)			-0.005 (2.22)*	-0.005 (2.21)*
Abril			0.014 (1.92)	0.015 (1.95)			-0.007 (2.02)*	-0.007 (1.95)
Mayo			0.002 (0.39)	0.002 (0.41)			-0.003 (1.25)	-0.003 (1.24)
Julio			-0.005 (1.06)	-0.005 (1.06)			0.001 (0.30)	0.001 (0.30)
Agosto			0.014 (1.95)	0.014 (1.98)*			-0.012 (3.70)**	-0.012 (3.63)**
Septiembre			-0.003 (0.48)	-0.002 (0.46)			-0.002 (0.92)	-0.002 (0.96)
Octubre			0.002 (0.45)	0.002 (0.46)			-0.004 (1.57)	-0.004 (1.60)
Noviembre			-0.000 (0.03)	-0.000 (0.01)			-0.007 (2.79)**	-0.007 (2.80)**
Diciembre			0.010 (1.88)	0.010 (1.89)			-0.004 (1.77)	-0.004 (1.75)
Reforma1*Elec, gas y agua						0.006 (0.36)	0.005 (0.30)	0.005 (0.30)
Reforma1*Construcción						0.001 (0.17)	0.001 (0.10)	0.001 (0.10)
Reforma1*Comercio						-0.006 (0.90)	-0.005 (0.86)	-0.005 (0.86)
Reforma1*Transp, alamac.						-0.004 (0.45)	-0.004 (0.50)	-0.004 (0.50)
Reforma1*Ss. Inmob y fin						-0.016 (2.23)*	-0.016 (2.20)*	-0.016 (2.20)*
Reforma1*Ss. Sociales						-0.002 (0.38)	-0.003 (0.47)	-0.003 (0.47)
Reforma2*Elec, gas y agua		0.007 (0.21)		0.007 (0.22)				
Reforma2*Construcción		-0.023 (1.80)		-0.023 (1.79)				
Reforma2*Comercio		-0.008 (0.76)		-0.009 (0.80)				
Reforma2*Transp, alamac.		0.004 (0.23)		0.004 (0.26)				
Reforma2*Ss. Inmob y fin		-0.010 (0.76)		-0.010 (0.78)				
Reforma2*Ss. Sociales		0.002 (0.16)		0.002 (0.20)				
Constante	-0.041 (2.01)*	-0.044 (2.10)*	-0.117 (3.17)**	-0.121 (3.25)**	0.032 (2.71)**	0.029 (2.44)*	0.073 (3.85)**	0.069 (3.62)**
Observaciones	57776	57776	57776	57776	57635	57635	57635	57635
Numero de grupos	11903	11903	11903	11903	11898	11898	11898	11898
R-cuadrado								
LM-test (efectos aleatorios)	280.73	580.54	280.57	578.87	280.78	581.21	280.61	579.96

Valor absoluto de estadísticos t entre paréntesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

**Cuadro A3. Variable dependiente: Creación (Destrucción) de Puestos de Trabajo.**

2001-2004. Gran Buenos Aires, Córdoba y Rosario

Método: Efectos fijos (aleatorios) en datos de panel

	Efectos fijos		Efectos aleatorios	
	Creación de Puestos	Destrucción de Puestos	Creación de Puestos	Destrucción de Puestos
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Reforma 1</b>	<b>-0.021</b>	<b>-0.005</b>	<b>-0.008</b>	<b>-0.005</b>
	(4.22)**	(2.17)*	(2.26)*	(2.84)**
<b>Reforma 2</b>	<b>0.011</b>	<b>-0.009</b>	<b>0.011</b>	<b>-0.009</b>
	(3.63)**	(4.01)**	(4.73)**	(4.84)**
Costo salarial (w/ipim)	0.006	-0.003	0.001	-0.002
	(11.62)**	(9.26)**	(2.12)*	(10.38)**
Reforma1*Costo salarial	0.005		0.001	
	(7.84)**		(3.57)**	
Reforma2*Costo salarial		0.000		0.000
		(0.93)		(1.64)
Indice de actividad económica	0.000	-0.000	0.000	-0.000
	(3.24)**	(2.08)*	(1.92)	(1.83)
11 a 15 trab	0.227	-0.042	0.027	-0.004
	(27.31)**	(8.83)**	(9.83)**	(2.19)*
16 a 30 trab	0.131	-0.032	0.002	-0.007
	(17.09)**	(7.23)**	(0.73)	(3.52)**
31 a 75 trab	0.060	-0.019	-0.001	-0.004
	(9.52)**	(5.23)**	(0.31)	(2.20)*
76 y mas trab	-0.031	0.017	-0.000	0.001
	(3.41)**	(3.22)**	(0.12)	(0.51)
Ciudad de BsAs			-0.003	-0.001
			(1.26)	(0.69)
Cordoba			0.009	0.004
			(3.37)**	(1.74)
Rosario			0.003	-0.001
			(1.10)	(0.55)
Elec, gas y agua			-0.010	0.006
			(0.70)	(0.55)
Construcción			0.079	0.058
			(24.64)**	(23.32)**
Comercio			0.001	0.003
			(0.43)	(1.35)
Transp, alamac.			0.008	0.005
			(2.31)*	(1.74)
Ss. Inmob y fin			0.015	0.014
			(4.91)**	(5.88)**
Ss. Sociales			0.004	-0.003
			(1.40)	(1.29)
Constante	-0.123	0.069	-0.013	0.041
	(8.89)**	(8.66)**	(1.27)	(6.15)**
Observations	51268	51223	51268	51223
Number of group(ciudad cuit)	11031	11030	11031	11030
R-squared	0.03	0.01		
F- test (efectos fijos)	1,99	2,94		
LM-test (efectos aleatorios)			1824.27	4712.96

Absolute value of t statistics in parentheses

\* significant at 5%; \*\* significant at 1%

**Cuadro A4. Estadísticas descriptivas.**

	N=57635				N=51223			
	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd
Dotacion inicial	1	86.3014	17699	325.7863	1	81.50071	17699	323.7007
Altas	0	1.914201	822	11.99469	0	1.868223	822	11.76201
Bajas	0	2.0076	579	10.88958	0	1.894618	579	10.72125
Dotación final	1	86.36993	18080	326.4488	1	81.57539	18080	324.4646
Creación de Empleo	0	.0352729	36.5	.2989452	0	.0317538	9	.152818
Destrucción de Empleo	0	.0209814	36.5	.1932212	0	.0185599	5	.0953146
Tasa de Separación	0	.031984	36.5	.2004323	0	.0297141	5	.1078775
Mes	1	6.496296	12	3.456901	1	6.488765	12	3.490879
Año	2001	2002.495	2004	1.120027	2001	2002.54	2004	1.130961
Ciudad de BsAs	0	.3122929	1	.4634326	0	.3139215	1	.4640894
Cordoba	0	.1681097	1	.3739669	0	.1674053	1	.3733409
Rosario	0	.1658541	1	.3719528	0	.1629541	1	.3693274
Elec, gas y agua	0	.0068188	1	.0822946	0	.0059544	1	.0769352
Construcción	0	.1182788	1	.3229408	0	.1101849	1	.3131231
Comercio	0	.2379804	1	.4258508	0	.2455342	1	.4304077
Transp, alamac.	0	.0791706	1	.2700073	0	.0806278	1	.2722654
Ss. Inmob y fin	0	.1254273	1	.3312056	0	.1266228	1	.3325532
Ss. Sociales	0	.1608918	1	.3674343	0	.1590106	1	.3656895
11 a 15 trab	0	.2393511	1	.4266911	0	.2329618	1	.4227222
16 a 30 trab	0	.1662011	1	.3722643	0	.1736134	1	.3787804
31 a 75 trab	0	.2235274	1	.4166124	0	.2307948	1	.4213455
76 y mas trab	0	.1975883	1	.3981832	0	.1870254	1	.3899357
Indice de actividad economica	87.33967	109.3929	127.2204	9.616214	87.33967	109.7807	127.2204	9.572109
Salario promedio nominal	100	799.3216	38966.87	652.3496	100	799.3216	38966.87	652.3496
Ind precios mayorista	100.22	184.0299	241.02	54.04712	100.22	185.2643	241.02	54.15879
Costo salarial (w/ipim)	.4149033	4.699773	178.175	4.127068	.4149033	4.699773	178.175	4.127068
Reforma 1	0	.7465776	1	.4349744	0	.7483943	1	.43394
Reforma 2	0	.5000087	1	.5000043	0	.5276731	1	.4992385

**Cuadro A5. Test de exogeneidad de las variables explicativas (Hausman)**

Cuadro	Columnas	Estadístico	Grados de libertad	Prob> estadístico
C2	(3) y (5)	2.92	2	0.2322
C2	(4) y (6)	2.76	2	0.2513
A1 y A2	(1)	544.54	7	0
A1 y A2	(3)	23.08	7	0.0016
A1 y A2	(5)	553.64	13	0
A1 y A2	(7)	31.93	13	0.0025
A1 y A2	(2)	569.27	18	0
A1 y A2	(4)	39.8	18	0.0022
A1 y A2	(6)	578.59	24	0
A1 y A2	(8)	48.62	24	0.0021
A4	(1) y (3)	1188.28	9	0
A4	(2) y (4)	1137.25	8	0