



Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata

TESIS DE MAESTRIA

ALUMNO
Cecilia Peluffo

TITULO
Costos de Movilidad Intersectorial del Empleo, Shocks Comerciales y
Tecnológicos: Resultados para Argentina en Base a un Modelo Estructural

DIRECTOR
Guido Porto e Irene Brambilla

FECHA DE DEFENSA
12/17/2010

Costos de movilidad intersectorial del empleo, shocks comerciales y tecnológicos: Resultados para Argentina en base a un modelo estructural

Tesis

Maestría en Economía

Universidad Nacional de La Plata

Cecilia Peluffo. ***

Directores:

Irene Brambilla

Guido Porto

17 de Diciembre de 2010

*Agradezco especialmente a mis directores Irene Brambilla y Guido Porto por su predisposición y colaboración en el proceso de Tesis, y a Germán Bet por sus sugerencias y aportes. Agradezco también a Leonardo Gasparini por el asesoramiento respecto al uso de las bases de datos. Finalmente, agradezco a Jorge Balat y a los participantes del Seminario de Tesis por sus comentarios. Los errores son de mi exclusiva responsabilidad.

**Universidad Nacional de La Plata. E-mail:mcpeluffo@gmail.com

Resumen

A partir de un modelo de ajuste dinámico en el mercado laboral se estiman costos de movilidad intersectorial del empleo para Argentina durante el período 1996-2009, siguiendo la metodología desarrollada en Artuç, Chaudhuri and McLaren (2010). Considerando los parámetros estimados se computan simulaciones para evaluar el impacto potencial de shocks comerciales y tecnológicos sobre la asignación sectorial del empleo, los salarios sectoriales y el bienestar de los trabajadores.

Nuestros resultados indican la presencia de altos costos de ajuste en el empleo, lo que implica un ajuste lento en el mercado de trabajo como respuesta a shocks tecnológicos y comerciales. Encontramos que los costos son mayores para los trabajadores no calificados respecto de los trabajadores semi calificados, no difieren entre el sector del país que comprende al Gran Buenos Aires y la Región pampeana respecto al resto del país y presentan una estructura sectorial similar a la hallada por Artuç et al. (2010) para Estados Unidos.

Códigos JEL: F1, D58, J6

Palabras Clave: costos de ajuste del empleo, reformas tecnológicas y comerciales, movilidad intersectorial

Abstract

This paper estimates workers' intersectoral switching costs based on a dynamic model of labor adjustment using data for Argentina (1996-2009). The estimated parameters are incorporated into a neoclassical model of trade to simulate the dynamic equilibrium impact (on welfare, wages and labor allocation) of trade shocks and technological changes. The approach used in this paper follows the method developed in Artuç, Chaudhuri and McLaren (2010).

Our estimates show that Argentinian workers face high average intersectoral adjustment costs. This result suggests that the adjustment of the labor market in response to shocks is slow.

JEL Classification: F1, D58, J6

Key words: Labor Adjustment Costs, Sectoral Mobility, Trade Shocks and Technological Changes.

1. Introducción

Los procesos de reasignación sectorial de recursos que surgen como respuesta a cambios políticos o tecnológicos conllevan costos que, en general, no son soportados igualitariamente por los distintos actores de la economía. El estudio y cuantificación de los costos de ajuste existentes en la economía permite mejorar el entendimiento de las ganancias (o pérdidas) derivadas para la sociedad como un todo y los efectos sobre el bienestar de grupos de trabajadores que se encuentren especialmente afectados por las modificaciones inducidas por estos procesos.

Partiendo de un modelo en el cual los trabajadores enfrentan costos para desplazarse entre sectores de empleo, analizaremos los efectos potenciales de shocks comerciales y tecnológicos sobre la asignación sectorial del empleo, el salario y el bienestar de los trabajadores. La versión general del modelo estructural de reasignación dinámica del empleo que consideraremos en este trabajo fue desarrollada por Cameron, Chaudhuri and McLaren (2007), quienes presentan un modelo estocástico que puede adaptarse a cualquier número de sectores de empleo y regiones geográficas. Por otra parte, en Chaudhuri and McLaren (2007) se presenta una forma simplificada del modelo que considera únicamente dos sectores de actividad y se estudia un desarrollo analítico ampliado de las propiedades del estado estacionario y del sendero de ajuste.

El primer objetivo del trabajo es cuantificar los costos de movilidad del empleo haciendo hincapié en los diferenciales de costos enfrentados por trabajadores con distinta calificación, en diferentes períodos de tiempo y ubicados en distintas regiones del país. Adicionalmente estimaremos costos de entrada correspondientes a diferentes sectores económicos. La estimación de costos de movilidad que caracterizan a grupos particulares de trabajadores¹ es relevante desde el punto de vista de la política económica, dado que al poder cuantificar los costos privados soportados por los individuos como consecuencia, por ejemplo, de shocks comerciales, se podrá considerar la factibilidad política de las reformas y también la compensación necesaria para aliviar la oposición de los grupos que se presenten como potenciales perdedores. En este sentido, atenuar los efectos negativos de la integración comercial sobre los grupos en desventaja es una tarea importante para los gobiernos (Porto and Hoekman (2010)).

Específicamente, se supondrá que los trabajadores tienen expectativas racionales y pueden elegir período a período desplazarse desde el sector en el que se encuentran trabajando a otro sector de empleo, pero para ello deben enfrentar un costo. El costo tiene un componente

¹Considerando su nivel de calificación, su localización o el sector al que pertenecen.

común que no varía en el tiempo ni entre los trabajadores y un componente idiosincrásico que cambia en el tiempo y puede ser negativo. El componente idiosincrásico del costo nos permitirá incluir factores no económicos como una parte central de la decisión de ocupación. Artuç et al. (2010) sostienen que considerar shocks idiosincrásicos es fundamental para analizar de un modo realista a la movilidad laboral por dos razones: *i*) en primer lugar, datos para distintos países muestran que los flujos brutos de trabajadores entre sectores son de una magnitud mayor que los netos, lo que implica que un gran número de trabajadores se mueven en direcciones opuestas al mismo tiempo; *ii*) en segundo lugar, Artuç et al. (2010) mencionan que en un trabajo para Estados Unidos Bowlus and Neumann (2006) encuentran que aproximadamente el 40 % de los trabajadores que cambian de empleo voluntariamente lo hacen hacia trabajos en los que reciben un salario menor que el trabajo que desarrollaban previamente. Si bien para Argentina no existen datos que indiquen el porcentaje de cambios voluntarios de empleo, si consideramos datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) para el período 1996-2009 encontramos que aproximadamente el 50 % de los trabajadores que cambian de sector de empleo² entre un semestre y el semestre subsiguiente se mueven hacia un trabajo en el que cobran un salario menor. Este porcentaje le da una cota superior al de los cambios voluntarios, pero puede estar reflejando (al menos en parte) la importancia que poseen factores no económicos en las decisiones de movilidad.

El segundo objetivo del presente estudio consiste en realizar un análisis ex-ante que nos permita evaluar los efectos potenciales de políticas de liberalización comercial y cambios tecnológicos sobre la asignación sectorial del trabajo, los salarios sectoriales y el bienestar de los trabajadores. Para ello, efectuaremos ejercicios de simulación incluyendo como parte central del modelo a los parámetros estructurales correspondientes a los costos de movilidad de los trabajadores, que estimaremos previamente. Analizaremos los efectos de los shocks comerciales y tecnológicos en un contexto dinámico, considerando el efecto de los mismos sobre la utilidad intertemporal de los trabajadores.

Cameron et al. (2007) clasifica a los modelos que caracterizan a la dinámica de la asignación sectorial de los factores como respuesta a shocks en *i*) enfoques basados en "flujos netos", que suponen la existencia de costos de movilidad para los factores y en los cuales los factores se mueven gradualmente y en una única dirección (Neary (1985), Mussa (1978)); y *ii*) modelos de búsqueda, en los que como consecuencia de shocks los trabajadores son separados de modo exógeno de las firmas y deben efectuar una nueva búsqueda de empleo para volver a ser productivos (Hosios (1990), Davidson and Matusz (2001),

²Considerando la clasificación de sectores que se describe en la sección 3.

Davidson, Martin and Matusz (1999)). El enfoque teórico desarrollado por Cameron et al. (2007) Chaudhuri and McLaren (2007) combina características de ambos tipos de modelos. Por un lado, presentan un modelo de equilibrio que incluye costos de movilidad y por otro (como en la teoría de búsqueda) incorporan la presencia de flujos brutos de trabajadores entre sectores superiores a flujos los netos, que implican movimientos de trabajadores en distintas direcciones.

La estructura del trabajo será la siguiente: en la sección 2 se introduce el marco teórico correspondiente al modelo dinámico de ajuste en el mercado laboral desarrollado por Cameron et al. (2007) y Chaudhuri and McLaren (2007). Luego, en la sección 3 se describirá la base de datos, mientras que en las secciones 4 y 5 se presentarán los resultados correspondientes a las estimaciones de los costos de ajuste y a las simulaciones de shocks de política comercial y tecnológicos, respectivamente. En la sección 6 se discuten las conclusiones.

2. Marco Teórico

2.1. Modelo Dinámico de Ajuste en el Mercado Laboral

El enfoque teórico que presentamos en esta sección incorpora un proceso de ajuste costoso en el mercado laboral dentro del marco de un modelo neoclásico de comercio. En este apartado describiremos los principales rasgos del modelo en cuanto a preferencias, tecnología, configuración de mercado y la condición de equilibrio resultante, para explicar brevemente los conceptos en los que se fundamenta la estrategia de estimación implementada. El modelo se desarrolla en profundidad en Cameron et al. (2007) y Chaudhuri and McLaren (2007)³, mientras que la metodología de estimación se discute detalladamente en Artuç et al. (2010) y Artuç and McLaren (2009b).

En la economía que vamos a describir existen n sectores y n bienes. Los agentes presentan una función de utilidad indirecta del tipo $v(p, I) \equiv I/\phi(p)$, donde p es un vector de precios n -dimensional, I es el ingreso y ϕ es un índice de precios al consumidor linealmente homogéneo.

Existe competencia perfecta en el mercado de factores y en el mercado de producto. En este contexto, encontraremos un gran número de empleadores en cada sector i cuyo producto agregado en el período t será $x_t^i = X^i(L_t^i, K^i, s_t)$, donde L_t^i es el trabajo utilizado por la industria i en el período t , K^i es el stock de capital del sector i y s_t es una variable de

³Trabajos en los cuales las secciones 2.1 y 2.2 del presente estudio se encuentran basadas.

estado que captura los efectos de políticas del gobierno y otros shocks que impactan sobre la demanda de trabajo⁴.

Supondremos que la economía es pequeña y abierta. Por lo tanto, los precios internos de los bienes estarán determinados por los precios internacionales y las tarifas que imponga el gobierno sobre las importaciones.

La economía está habitada por un continuo de trabajadores con masa $\bar{L}$ ⁵. En cada período de tiempo (t) el trabajador l desempeña sus tareas en uno de los n sectores y recibe el salario correspondiente a ese sector (i) y período (w_t^i), a fin del período t el trabajador puede decidir quedarse en i o desplazarse hacia otro sector. La condición de equilibrio del mercado laboral puede escribirse de la siguiente manera:

$$w_t^i = (p_t^i(s_t)/\phi(p_t(s_t)))(\partial X^i(L_t^i, K^i, s_t)/\partial L_t^i) \quad (1)$$

Donde w_t^i es el salario real correspondiente a la industria i en el período t y p_t^i es el precio doméstico del producto de la industria i , que depende de s_t .

Los trabajadores enfrentan costos por desplazarse entre sectores de empleo. Si un trabajador l se mueve desde la industria i a la industria j incurrirá en un costo $C^{ij} \geq 0$, que es idéntico para todos los trabajadores y todos los períodos y es públicamente conocido. Cameron et al. (2007) y Chaudhuri and McLaren (2007) mencionan que C^{ij} puede incluir, por ejemplo, costos de mudanzas (si i y j se encuentran en regiones geográficamente distantes), costos de entrenamiento (en términos de matrícula, materiales y tiempo requerido para capacitarse) y costos psíquicos relacionados con la adaptación al cambio de empleo y el tiempo que requiere formar una nueva red de contactos laborales. En particular, en Cameron et al. (2007) se menciona el ejemplo de una economía con dos sectores: textiles (T) y calzado (C) y dos regiones: este (E) y oeste (O); en ese caso las celdas posibles 1, 2, 3 y 4 serán T-E (textiles en el este), T-O, C-E y C-O. Entonces, C^{12} , C^{21} , C^{34} y C^{43} representarán costos de moverse entre regiones e incluirán (entre otros costos) servicios de mudanza y costos de encontrar una nueva casa. Por otra parte C^{13} y C^{24} serán costos de salir de la industria textil y adquirir el capital humano requerido para trabajar en la industria de calzado. Por definición $C^{ii} = 0$.

Adicionalmente, cada trabajador enfrenta shocks idiosincrásicos que varían en el tiempo,

⁴Suponemos que X^i es estrictamente creciente, continua, diferenciable y cóncava en sus dos primeros argumentos, su derivada primera con respecto al trabajo es una función continua y decreciente del trabajo, manteniendo K^i y s_t constantes. Adicionalmente asumiremos que s_t sigue un proceso de Markov autoregresivo de primer orden, en un espacio de estados compacto S^s .

⁵En el modelo el total de trabajadores es exógeno y está fijo

los cuales pueden incrementar (o reducir) el costo de moverse entre sectores de empleo. Los beneficios idiosincrásicos se encuentran idénticamente e independientemente distribuidos entre individuos, industrias y períodos, con una función de densidad f ($\int \epsilon f(\epsilon) d\epsilon \equiv 0$). Si el trabajador l se encuentra en la industria i al final del período t , recibirá un beneficio idiosincrásico $\epsilon_{l,t}^i$. En Cameron et al. (2007) se engloba dentro del concepto de shocks (o beneficios) idiosincrásicos a aquellos factores que pueden afectar la dirección y el timing de las decisiones del mercado laboral y que se encuentran relacionados con la situación personal del individuo, pero no con los salarios. Por ejemplo, un trabajador puede preferir trabajar en una industria por motivos familiares, de salud o porque disfruta de un modo particular realizar las tareas vinculadas a la actividad desarrollada en dicho sector.

El costo total para el trabajador l de moverse del sector de empleo i al sector j puede expresarse como:

$$C^{ij} + \epsilon_{l,t}^i - \epsilon_{l,t}^j \quad (2)$$

Donde C^{ij} representa el costo medio, mientras que la función de densidad f determina la varianza del costo total. Notemos que la parte idiosincrásica del costo total puede ser negativa, en el caso en que $\epsilon_{l,t}^j > \epsilon_{l,t}^i$ o, en otras palabras, cuando el individuo recibe un beneficio neto idiosincrásico positivo al trasladarse del sector i al j . En el modelo se generarán movimientos bidireccionales entre sectores de empleo, dado que los beneficios idiosincrásicos asociados a cada uno de los sectores varían por individuo.

Suponemos que el trabajador l conoce los valores de $\epsilon_{l,t}^i$ para todo i antes de determinar en qué sector de empleo se ubicará en el período t . Además, asumimos que los agentes tienen expectativas racionales, son neutrales al riesgo y poseen un factor de descuento $\beta < 1$.

El problema de cada individuo que se encuentra trabajando en el sector i en el período t consistirá en decidir en qué sector prestar sus servicios en $t+1$ (podrá quedarse en el sector i o desplazarse a otro sector j). La elección será llevada a cabo a partir de la maximización del valor presente esperado de los salarios más los beneficios idiosincrásicos netos de los costos de moverse entre sectores. Llamando $U^i(L, s, \epsilon)$ al valor máximo que recibe cada trabajador por estar en la industria i , cuando la asignación del empleo es L y el estado es s y $V^i(L, s)$ a la esperanza de $U^i(L, s, \epsilon)$ con respecto al vector ϵ puede derivarse la siguiente condición:

$$U^i(L_t, s_t, \epsilon_t) = w_t^i + \max_j \left\{ \epsilon_t^j - C^{ij} + \beta E_t [V^j(L_{t+1}, s_{t+1})] \right\} \quad (3)$$

$$= w_t^i + \beta E_t [V^i(L_{t+1}, s_{t+1})] + \max_j \left\{ \epsilon_t^j + \overline{\epsilon_t^{ij}} \right\} \quad (4)$$

siendo

$$\overline{\epsilon}_t^{ij} = \beta E_t [V^j(L_{t+1}, s_{t+1}) - V^i(L_{t+1}, s_{t+1})] - C^{ij}$$

Cada trabajador compara los beneficios netos esperados de desplazarse desde el sector i al sector j (que serán equivalentes entre los trabajadores de i) con los costos idiosincrásicos de cambiar de sector de empleo. En particular, $\overline{\epsilon}_t^{ij}$ representa el valor $\epsilon^i - \epsilon^j$ para el cual un trabajador de la industria i se encuentra indiferente entre desplazarse de la industria i a la j y quedarse en la industria i . Notemos que en (3) y (4) las esperanzas son calculadas con respecto a s_{t+1} , condicionales a la información disponible en t .

Calculando la esperanza de (3) con respecto al vector ϵ , se obtiene la ecuación de Bellman para los trabajadores del sector i

$$V^i(L_t, s_t) = w_t^i + \beta E_t [V^i(L_{t+1}, s_{t+1})] + \Omega(\overline{\epsilon}_t^i) \quad (5)$$

donde

$$\overline{\epsilon}_t^i = (\overline{\epsilon}_t^{i1}, \dots, \overline{\epsilon}_t^{iN})$$

y

$$\Omega(\overline{\epsilon}_t^i) = \sum_{j=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} (\epsilon^j + \overline{\epsilon}_t^{ij}) f(\epsilon^j) \prod_{k \neq j} F(\epsilon^j + \overline{\epsilon}_t^{ij} - \overline{\epsilon}_t^{ik}) d\epsilon^j$$

A partir de (4) y (5) Cameron et al. (2007) derivan la siguiente condición:

$$C^{ij} + \overline{\epsilon}_t^{ij} = \beta E_t [w_{t+1}^j - w_{t+1}^i + C^{ij} + \overline{\epsilon}_{t+1}^{ij} + \Omega(\overline{\epsilon}_{t+1}^j) - \Omega(\overline{\epsilon}_{t+1}^i)] \quad (6)$$

La ecuación (6) interpretarse como una ecuación de Euler considerando que, en el margen, el costo de moverse entre sectores se iguala al beneficio futuro esperado de estar en el sector j en lugar del sector i en el período $t + 1$. Chaudhuri and McLaren (2007) identifican tres componentes en el beneficio esperado:

- i) el diferencial salarial
- ii) el valor esperado de estar en j en lugar de i en $t + 2$ (representado por el costo que soporta el trabajador que se encuentra en el margen en la decisión de moverse desde i a j en $t + 1$);
- iii) la diferencia en el valor de tener la opción de cambiar de sector asociada con cada sector,

representada por la resta entre los $\Omega(\cdot)$ vinculados a i y a j .

El equilibrio toma la forma de una regla de decisión por la cual, en cada período, cada trabajador decide en qué sector de empleo ubicarse, basándose en la asignación sectorial corriente del trabajo L_t , el estado agregado corriente s_t y el vector de shocks idiosincráticos $\epsilon_{i,t}$ que enfrenta. En el agregado, esta regla de decisión genera una ley de movimiento para la asignación del empleo y para los salarios sectoriales.

2.2. Supuestos Necesarios para la Implementación Empírica

En Cameron et al. (2007) se muestra que cuando se eligen formas funcionales particulares el modelo puede adaptarse de modo tal de hacer relativamente sencilla su estimación. En particular, los autores suponen que ϵ_t^i se genera a partir de una distribución de valor extremo, con función de distribución acumulada:

$$F(\epsilon) = \exp(-e^{-\epsilon/\nu-\gamma}) \quad (7)$$

Donde ν es una constante positiva y $\gamma = 0,5772$ es la constante de Euler. Adicionalmente:

$$E(\epsilon) = 0 \quad (8)$$

$$Var(\epsilon) = \frac{\pi^2 \nu^2}{6} \quad (9)$$

Observemos que la varianza de ϵ es proporcional al cuadrado de ν , que será uno de los parámetros de interés en nuestras estimaciones.

Llamaremos $m_t^{i,j}$ a la fracción de la fuerza laboral del sector i en el período t que decide moverse al sector j . Bajo los supuestos del modelo, este flujo puede interpretarse como la probabilidad de que moverse al sector j sea la mejor elección para un trabajador elegido aleatoriamente en el sector i .

Dados los supuestos distributivos establecidos sobre ϵ_t^i , Artuç et al. (2010) obtienen las siguientes expresiones⁶:

⁶La derivación de las condiciones (10) y (11), presentada en el Apéndice de Artuç et al. (2010), se reproduce en el Apéndice B del presente trabajo.

$$\bar{\epsilon}_t^{ij} = \beta E_t [V_{t+1}^j - V_{t+1}^i] - C^{ij} = \nu [\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}] \quad (10)$$

$$\Omega(\bar{\epsilon}_t^i) = -\nu \ln m_t^{ii} \quad (11)$$

Luego, utilizando las condiciones (6), (10) y (11) derivan la siguiente ecuación de momentos condicional:

$$E_t \left[\frac{\beta}{\nu} (w_{t+1}^j - w_{t+1}^i) + \beta (\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj}) - \frac{(1-\beta)}{\nu} C^{ij} - (\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) \right] = 0 \quad (12)$$

La condición (12) puede ser interpretada como una regresión lineal:

$$(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) = -\frac{(1-\beta)}{\nu} C^{ij} + \frac{\beta}{\nu} (w_{t+1}^j - w_{t+1}^i) + \beta (\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj}) + \mu_{t+1} \quad (13)$$

Siguiendo la metodología de estimación propuesta e implementada en Artuç and McLaren (2009a) y Artuç et al. (2010), estimaremos los coeficientes de la ecuación (13) y recuperaremos los parámetros de interés de nuestro modelo: C^{ij} y ν . Supondremos que β está dado, considerando valores para el factor de descuento frecuentemente utilizados en la literatura. Asimismo, asumiremos que $C^{ij} \equiv C, \forall i \neq j$. Los resultados de nuestras estimaciones y una mayor discusión acerca de la metodología implementada se presentan en la sección 4.

3. Datos

Los datos utilizados para la estimación de los costos de ajuste corresponden a la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina, llevada a cabo por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). El período bajo estudio será el comprendido entre Mayo de 1996 hasta el primer semestre de 2009. Restringimos nuestra base de datos a hombres ocupados, pertenecientes a la categoría empleados u obreros cuya edad se encuentra entre los 18 y 64 años.

En primer lugar estamos interesados en calcular los flujos brutos de trabajadores entre sectores. Dichos flujos tendrán un rol central en el modelo presentado en Artuç et al. (2010) ya que serán de particular importancia tanto en la estimación de los costos de movilidad como en el análisis de bienestar.

La agregación de los sectores se basa en un balance entre la homogeneidad de los subsectores agrupados y la cantidad de observaciones resultantes. Si tenemos n sectores existirán $n * (n - 1)$ flujos de trabajadores entre sectores en cada período. En nuestro caso, agruparemos los datos en 6 sectores, por lo cual la cantidad de flujos por período será igual a 30. Los sectores quedarán conformados de la siguiente manera⁷: 1) Construcción; 2) Industria; 3) Electricidad, Gas, Agua, Transporte y Comunicaciones; 4) Comercio Minorista y Mayorista, Restaurantes, Hoteles, Reparaciones y Servicio Doméstico; 5) Bancos, Finanzas, Seguros, Servicios Profesionales, Educación, Salud y Servicios Personales; 6) Administración Pública y Defensa.

Gracias a la estructura de panel (rotativo) de la EPH podemos observar en qué sector de actividad se ubicó un subconjunto del total de los individuos encuestados durante dos períodos consecutivos, y construir flujos de trabajadores entre sectores (m^{ij}). Consideraremos como unidad temporal al semestre, representado por cada una de las ondas de la EPH puntual en el período que se inicia en Mayo de 1996 y culmina en Mayo de 2003 y por datos trimestrales (semestralizados) de la EPH continua a partir del segundo semestre de 2003 hasta el primer semestre de 2009.

En la Tabla 1 presentamos una matriz de transición semestral promedio para el período 1996-2009. En particular, cada celda de la matriz muestra la fracción de trabajadores en el sector correspondiente a la fila que se desplazó al sector de la columna asociada en promedio para todo el período.

Entre los flujos expuestos en la Tabla 1 vemos que, en promedio para los semestres comprendidos en los años 1996-2009, el 78.66 % de los trabajadores que se encontraban en el sector de la construcción en un semestre en particular siguió trabajando en el mismo sector en el semestre consecutivo, mientras que el 4.78 % se desplazó hacia la industria manufacturera.

Observamos que los desplazamientos de los trabajadores argentinos entre sectores fueron de una gran magnitud, lo cual es consistente con resultados de otros estudios efectuados para Argentina que indican la existencia de una gran movilidad laboral entre sectores y en otras dimensiones. Castillo, Novick, Rojo and Yoguel (2006) utilizando datos del Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones Argentino pertenecientes al período 1996 - 2004, para asalariados del sector privado cuya edad es menor a 65 años encuentran que, en promedio, del total de 3.3 millones de trabajadores registrados sólo 2.4 millones de trabajadores se mantuvieron en el mismo empleo desde un año al siguiente. Adicionalmente, los autores

⁷Dado que la EPH es una encuesta urbana excluirémos a los trabajadores que desarrollan sus actividades en el sector primario.

mencionan que un análisis de los trabajos tomados por trabajadores que cambiaron de empleador muestra que sólo una tercera parte de los mismos siguieron trabajando en el mismo sector de actividad de acuerdo a la clasificación a dos dígitos ISIC (International Standard Industrial Classification of All Economic Activities). Por otra parte, Paz (2003) utilizando datos de la EPH, encuentra que la movilidad de la población activa desde el empleo registrado hacia ocupaciones no protegidas por la seguridad social se incrementó gradualmente en Argentina durante el período 1997-2002. Asimismo, Beccaria (2003), utilizando datos para Gran Buenos Aires para la década del noventa sostiene que la mayor presencia de empleos precarios ha expuesto a los individuos a una mayor rotación en el mercado laboral.

Con respecto a los datos de salarios sectoriales, calculamos el promedio de los salarios por sector y período a partir del salario en la ocupación principal de cada individuo, deflactado por el índice de precios al consumidor (IPC) y normalizado de modo tal que en la muestra completa el salario promedio sea igual a la unidad. En la Tabla 2 presentamos el salario normalizado promedio por sector para el total de los períodos bajo estudio.

Finalmente, para realizar las calibraciones necesarias para llevar a cabo los ejercicios de simulación, utilizaremos datos por período de la participación del producto de cada sector en el producto total y la participación del trabajo en la generación del ingreso. En ambos casos los datos corresponden a la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (INDEC).

4. Estimaciones

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de los costos de ajuste utilizando los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Variables Instrumentales (VI). El uso de instrumentos es muy importante en el contexto del modelo, ya que se espera que (en la ecuación (13)) existan sesgos en los coeficientes estimados por MCO por la posible correlación entre la información contenida en μ_{t+1} con el promedio de los salarios por sector del período $t + 1$. Para mitigar los posibles sesgos sobre las estimaciones de los parámetros de Artuç et al. (2010) proponen usar como instrumentos a valores pasados de los flujos de trabajadores entre sectores y rezagos de los salarios⁸.

Dado que el modelo no está diseñado para estimar tasas de preferencia temporal se supondrán valores alternativos para β , iguales a 0,90 y 0,95⁹. Luego, a partir de los coeficientes

⁸Artuç et al. (2010) señalan que $(w_{t-1}^j - w_{t-1}^i)$ y $(\ln m_{t-1}^{ij} - \ln m_{t-1}^{jj})$ son instrumentos adecuados para la estimación de la ecuación (13).

⁹Gregory, Pagan and Smith (1990) mostraron que bajo ciertas condiciones, uno de los parámetros de la ecuación de Euler puede no ser identificado asintóticamente. Adicionalmente, aun cuando las condiciones for-

estimados y dado el valor de β , utilizando la expresión (13) computaremos los valores de los parámetros C y ν .

4.1. Costos Promedio

En primer lugar, estimaremos el costo promedio de cambiar de sector de empleo para todos los individuos incluidos en nuestra base de datos. En particular, como mencionamos en la sección 3, nuestra muestra está compuesta por hombres ocupados, pertenecientes a la categoría empleados u obreros cuya edad se encuentra entre los 18 y 64 años.

Dada la forma en la cual se derivó el modelo, el parámetro C debe interpretarse como el costo promedio de moverse entre sectores de empleo en términos del salario semestral promedio¹⁰. Por otra parte, la varianza estimada de los shocks idiosincrásicos se obtiene transformando los valores estimados para ν ($Var(\epsilon) = \frac{\pi^2 \nu^2}{6}$). De este modo, mayores valores estimados para ν implicarán una mayor varianza de los costos idiosincrásicos, que reflejarán (dados los restantes factores) mayor movilidad entre sectores de empleo.

En la Tabla 3 observamos que el costo promedio de moverse entre sectores de empleo en el período 1996-2009 fue aproximadamente igual a 13 veces el salario semestral promedio, cuando consideramos un $\beta = 0,90$ y el método de variables instrumentales y aproximadamente igual a 15 veces el salario semestral en el caso de $\beta = 0,95$. Cabe destacar que la decisión de movilidad intersectorial incorpora las ganancias potenciales esperadas intertemporalmente, lo cual implica que los beneficios esperados descontados durante la vida del trabajador deberán superar a los costos de movilidad presentes para que el trabajador decida cambiar de sector de empleo.

Teniendo en cuenta dos subperíodos, encontramos que los costos estimados para el período Mayo 1996 - Mayo 2001 se encuentran entre 14,5 y 16,9 veces el salario promedio semestral, mientras que los costos para el subperíodo Octubre 2001- primer semestre 2009 varían entre 10,8 y 12,5 veces el salario promedio semestral¹¹.

males para la identificación de β se cumplan, la estimación de dicho parámetro puede ser difícil de implementar. De este modo, la práctica habitual es fijar la tasa de descuento en un valor que sea coherente desde el punto de vista de la teoría económica.

¹⁰Considerar individuos homogéneos y costos simétricos es una limitación en las estimaciones. Artuç et al. (2010) mencionan que en un contexto en el cual no existen restricciones en los datos, lo ideal es dividir la base de datos en submuestras de individuos que compartan ciertas características comunes y luego estimar tantas ecuaciones (13) como grupos de trabajadores se establezcan. En el presente trabajo, los datos que poseemos nos permitirán recuperar los parámetros correspondientes a los costos de ajuste en el empleo considerando niveles de educación, regiones y sectores productivos diferenciados (Secciones 4.2, 4.3 y 4.4).

¹¹Apartándonos de la interpretación estricta de los costos en términos del modelo podemos pensar que en el primer subperíodo la existencia de una secuencia de años de crecimiento macroeconómico bajo (o negativo)

Nuestras estimaciones indican la existencia de altos costos de ajuste en el empleo. Estos resultados son consistentes con los obtenidos para Estados Unidos y Turquía por trabajos previos, que también estiman altos costos de movilidad laboral en términos del salario de los trabajadores. En particular, Artuç and McLaren (2009a) analizan el mercado laboral de Turquía para el período 2004-2006 (suponiendo un valor de β igual a 0,9) y estiman un valor de C igual a 9,5. Por otra parte, Artuç et al. (2010) utilizan datos para Estados Unidos durante el período 1975-2000 y estiman (considerando un factor de descuento de 0,97) un valor de C igual a 6,56.

4.2. Costos según Nivel Educativo

A continuación nos interesará estimar los diferenciales de costos según el nivel de calificación que poseen los trabajadores. Siguiendo la clasificación de Galiani and Porto (2010) definiremos 3 categorías educativas: *i*) trabajo calificado, que comprende aquellos trabajadores con educación universitaria completa; *ii*) trabajo semi calificado que incluye a trabajadores con educación secundaria completa y universitaria incompleta y, por último; *iii*) trabajo no calificado representado por trabajadores que no tienen educación, poseen educación primaria completa o incompleta o que poseen educación secundaria incompleta.

Debido a limitaciones en el número de observaciones, únicamente podemos recuperar los parámetros correspondientes a los trabajadores semi calificados y a los trabajadores no calificados. En la Tabla 4 se exponen los principales resultados.

Los costos de movilidad enfrentados por los trabajadores no calificados (en términos del salario promedio de este subgrupo de trabajadores) son sustancialmente mayores a los costos estimados para los trabajadores semi calificados (en términos del salario promedio de los semi calificados). Utilizando el método de variables instrumentales observamos que, considerando $\beta = 0,90$ y $\beta = 0,95$, el costo de movilidad promedio para los trabajadores no calificados es aproximadamente igual a 16,8 y 17,2 veces (respectivamente) su salario semestral promedio. Por otra parte, tomando nuevamente $\beta = 0,90$ y $\beta = 0,95$, el costo de movilidad promedio para los trabajadores semi calificados en términos de su salario semestral promedio es igual a 6,4 y 7,5 (respectivamente).

Si bien los costos estimados se miden considerando el salario semestralizado promedio de cada grupo, cuando computamos las diferencias en los costos ajustadas por las diferencias salariales entre no calificados y semi calificados encontramos que, en promedio, el costo

en la economía llevó a que las oportunidades de movilidad ascendente en el empleo (en el sentido de cambiar de trabajo hacia otros con mejores salarios) se hayan visto reducidas lo cual es capturado por altos costos de ajuste para los trabajadores.

monetario enfrentado por los no calificados es entre un 66 % y un 90 % mayor que el que enfrentan los semi calificados.

Hallamos evidencia consistente con la posible existencia de un mercado laboral segmentado en el cual se espera (dados los costos de movilidad promedio que poseen) que los trabajadores más educados enfrenten un mayor grado de movilidad ascendente en el empleo (en términos de salario)¹².

Las estimaciones de costos de movilidad según nivel de calificación de los trabajadores nos permiten incorporar nueva evidencia relacionada con el debate en torno a los efectos distributivos de shocks tecnológicos y comerciales. En las últimas dos décadas se produjo un incremento en el diferencial salarial entre trabajadores calificados y no calificados en los países en desarrollo, conjuntamente con un aumento en la apertura. Existe un amplio desarrollo en la literatura relacionada con estos hechos estilizados, sus causas y los canales a través de los cuales se transmiten cambios en el grado de protección comercial sobre cambios en la distribución del ingreso (Goldberg and Pavcnik (2007), Galiani and Porto (2010), Porto (2010), Aghion, Burgess, Redding and Zilibotti (2008), Gasparini and Acosta (2004), Winters, McCulloch and McKay (2004), Feliciano (2001), Ferreira, Leite and Wai-Poi (2007), Cicowiez, Diaz-Bonilla and Diaz-Bonilla (2009), Kumar and Mishra (2008), Porto (2007), Pavcnik, Blom, Goldberg and Schady (2004), entre otros). En el contexto del modelo de Cameron et al. (2007) y Chaudhuri and McLaren (2007), la existencia de costos de ajuste relativos mayores para los trabajadores no calificados implicará que ante un shock que afecte negativamente a algún sector en particular exista una menor movilidad entre sectores de empleo para este grupo de trabajadores, lo que resultará en una mayor probabilidad de que el bienestar relativo de este grupo se vea negativamente afectado, a corto y mediano plazo.

4.3. Costos por Región

A continuación estimaremos los costos de movilidad del trabajo entre sectores para distintas regiones del país. Si bien sería interesante poder estimar los costos regionales de un modo desagregado (tomando, por ejemplo, cada provincia como un caso particular) la escasa disponibilidad de datos hace necesario agrupar regiones para poder recuperar los parámetros de interés.

¹²Alzúa (2008), sostiene que durante el período 1991-2000 existió segmentación en el mercado laboral argentino y menciona que durante el período 1970-2000 los retornos a la educación se incrementaron en mayor proporción en el sector primario de trabajadores que en el secundario. Castillo et al. (2006), encuentran indicadores de un alto grado de segmentación (definida en términos de heterogeneidad en la estructura de las firmas y en las características particulares de los trabajadores) en los mercados laborales de Argentina, para el período 1996-2004.

Considerando, nuevamente, las estimaciones por el método de Variables Instrumentales observamos que los costos estimados para el sector del país que incluye a la Región Pampeana y el Gran Buenos Aires son muy similares a los estimados para el sector geográfico que incluye el resto de las regiones de Argentina. En particular, en la Tabla 5 observamos que los costos estimados cuando se supone $\beta = 0,90$ son aproximadamente iguales a 13 veces el salario semestral promedio, mientras que para el caso en que $\beta = 0,95$ son escasamente superiores a 15 veces el salario semestral promedio.

No encontramos evidencia que indique que mayores economías de aglomeración (posiblemente presentes) en la región que incluye al Gran Buenos Aires y a la región Pampeana con relación al resto del país impliquen, en promedio, menores costos de movilidad para los trabajadores entre sectores.

4.4. Costos de Entrada por Sector

Hasta el momento partimos del supuesto que indica que los costos de movilidad son uniformes entre industrias e identificamos un parámetro común $C^{ij} = C$ para cada uno de los subgrupos de interés estudiados. En esta sección intentaremos superar, al menos parcialmente, los sesgos que surgen en nuestras estimaciones al imponer el supuesto de costos uniformes¹³.

A continuación relajaremos el supuesto de que $C^{ij} = C$ y, en su lugar plantearemos que $C^{ij} = C^j$, es decir, estimaremos costos de entrada correspondientes a cada uno de los seis

¹³Existen otras fuentes potenciales de sesgos en las estimaciones, las cuales son discutidas ampliamente en Artuç et al. (2010). En primer lugar, dado que el salario de cada industria es calculado como el promedio del salario en dicha industria en la muestra de la EPH, si el error de muestreo es significativo, el salario de la industria será medido imperfectamente, y puede existir un sesgo por error de medición en variables. En segundo lugar, las diferencias salariales entre sectores pueden estar reflejando diferentes características de los trabajadores, en lugar de altos costos de movilidad. Para testear la existencia de sesgos relacionada con la composición sectorial de trabajadores efectuamos un procedimiento sugerido en Artuç et al. (2010). Dicho procedimiento consiste en remover los efectos de composición sectorial corriendo regresiones de salario cross section con efectos fijos por industria (controlando por niveles de educación) y usar los efectos fijos estimados (en lugar de los salarios promedios) para correr la regresión (13). Sin embargo, los resultados que encontramos no indican que los altos costos estimados se deriven de los efectos de composición, dado que mediante este procedimiento estimamos costos aún mayores que los presentados en la Tabla 3 (al efectuar el mismo test con datos para Estados Unidos Artuç et al. (2010) llegan a conclusiones similares). Por último el supuesto de trabajadores neutrales al riesgo ayuda a la estrategia de identificación y estimación pero puede inducir sesgos en las estimaciones. Si tomáramos en consideración la existencia de individuos aversos al riesgo deberíamos esperar una respuesta menos agresiva a diferenciales salariales que en el caso bajo análisis. En este sentido, podríamos plantear que los costos de movilidad de los trabajadores incluyen un componente C (que incorpora factores tales como el entrenamiento laboral) y un elemento γ , que representa la parte de la decisión de movilidad intersectorial vinculada únicamente con la aversión al riesgo.

sectores económicos incluidos en el análisis¹⁴. En condiciones ideales estimaríamos costos de entrada y salida diferenciales para cada uno de los sectores, e incluso presentaríamos una desagregación de sectores mayor, pero no poseemos grados de libertad suficientes para hacerlo.

En la Tabla 6 se presentan los resultados correspondientes a los costos de entrada por sector. En promedio para el período 1996-2009 los sectores cuyos costos de entrada son mayores (para las estimaciones realizadas mediante el método de Variables Instrumentales) son los correspondientes a Administración Pública y Defensa, Electricidad, Gas, Agua, Transporte y Comunicaciones. Por otra parte, cuando consideramos $\beta = 0,90$ el sector con menores costos de entrada es el que incluye a Comercio, Restaurantes, Hoteles, Reparaciones y Servicio Doméstico, mientras que con $\beta = 0,95$ la Industria es el sector que presenta menores costos de entrada estimados para los trabajadores. Artuç et al. (2010) con datos para Estados Unidos y para el período 1975-2000 bajo el supuesto que $\beta = 0,90$, (utilizando otra agrupación de sectores) encuentran que el sector que posee menores costos de entrada es el Comercio, mientras que el sector con mayores costos de entrada estimados es el de Servicios Públicos, Transporte y Comunicaciones. Vemos que nuestros resultados, en términos de costos relativos, se asemejan a los estimados por los autores mencionados.

5. Simulaciones

En esta sección presentaremos resultados de ejercicios de simulación computados considerando los parámetros estructurales estimados en la sección 4. Analizaremos los efectos potenciales de shocks sectoriales sobre la evolución de la asignación del empleo, los salarios y la utilidad intertemporal. Seguiremos la metodología planteada por Artuç and McLaren (2009a) y Artuç et al. (2010) para modelar los efectos de shocks comerciales. Adicionalmente, incorporaremos shocks de una naturaleza distinta a los abarcados por los autores mencionados, representados por mejoras tecnológicas sectoriales.

Se supondrá que cada uno de los sectores posee una función de producción Cobb Douglas que utiliza como insumos trabajo y capital. Los trabajadores tendrán preferencias idénticas del tipo Cobb-Douglas.

¹⁴La elección de estimar costos de entrada (y no de salida, por ejemplo) es arbitraria y se efectúa a los fines de poder comparar nuestros resultados con los hallados por trabajos previos desarrollados bajo esta misma metodología.

La función de producción del sector i será:

$$y^i = A^i \left((L_t^i)^{\alpha^i} (K^i)^{1-\alpha^i} \right) \quad (14)$$

En (14) y^i es el producto para el sector i en el período t , K^i es el capital del sector i y A^i y $\alpha^i > 0$ son parámetros. Fijando $K^i = 1 \forall i$, los salarios serán:

$$w_t^i = p_t^i A^i \alpha^i (L_t^i)^{\alpha^i-1} \quad (15)$$

Donde p_t^i es el precio doméstico del producto del sector i en el período t ¹⁵.

Para obtener los valores de α^i y A^i calcularemos para cada conjunto de valores de parámetros los valores predichos del salario de cada sector y la participación del sector en el total del producto, y luego minimizaremos una función de pérdida. La función de pérdida consistirá en la suma entre sectores y períodos del cuadrado del salario predicho para cada sector menos el salario que surge de la base de datos, más el cuadrado de la participación del trabajo en el ingreso predicha menos la participación real, más el cuadrado de la diferencia entre la participación del sector en el producto predicha y la real.

En la Tabla 7 presentamos los parámetros que resultan del procedimiento de minimización utilizado para nuestra calibración ¹⁶.

5.1. Liberalización Comercial

Simularemos los efectos de un shock comercial que se produce en el período $t = 0$ suponiendo que en $t = -1$ el precio doméstico de los bienes producidos por el sector industrial es igual a 1, 18 y el precio internacional de dichos bienes es igual a 0,91, lo que indica la existencia de una tarifa del 30 % sobre el sector industrial ¹⁷. Por otra parte, supondremos que

¹⁵Entre las limitaciones de los ejercicios de simulación que se presentan en esta sección se encuentran el supuesto de determinación exógena de los precios domésticos y el supuesto de capital fijo. Esperamos que el supuesto de economía pequeña y abierta no genere distorsiones importantes en nuestros resultados, dado que en el trabajo de Artuç et al. (2010) las dinámicas correspondientes a la asignación del trabajo, el salario y la utilidad no se ven sustancialmente afectadas al introducir el supuesto de endogeneidad en la determinación de los precios de los bienes no transables. Adicionalmente, evaluar los efectos del ajuste en el capital sobre la evolución dinámica del modelo se encuentra fuera del alcance del presente estudio, pero constituye un tema central a considerar en trabajos futuros.

¹⁶Los datos correspondientes a la participación de cada sector en el PBI y la participación del trabajo en la generación del ingreso corresponden a la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (INDEC). Los parámetros estructurales referidos al costo de ajuste y la varianza de los shocks idiosincrásicos surgen de las estimaciones de la sección 4.

¹⁷Dado que la tarifa promedio que existió en la industria en el período 1999-2005 fue del 9.6 % antes de computar las simulaciones calibramos el modelo de modo tal de compatibilizar la asignación de empleo y

los precios internacionales y domésticos de los bienes producidos por los restantes sectores son unitarios.

La economía parte de un estado estacionario, y las expectativas de los agentes indican que la tarifa existente sobre el sector industrial (igual al 30 %) se va a mantener de modo definitivo. La política de liberalización es repentina y está representada por un anuncio del gobierno en $t = -1$ (realizado luego de que las decisiones de movilidad entre sectores se hayan tomado) que establece la eliminación permanente de la tarifa a partir de $t = 0$. Supondremos que los individuos tienen un factor de descuento $\beta = 0,95$. El costo promedio de movilidad entre sectores (en términos del salario normalizado promedio semestral) será igual a 15,059, mientras que el parámetro que determina la varianza de los shocks idiosincrásicos (ν) será igual a 4,469¹⁸.

Los Gráficos 1 y 2 muestran, respectivamente, los resultados computados para el sendero de ajuste de la asignación sectorial del empleo y los salarios reales. En cada período cada trabajador toma como dados los salarios y decide óptimamente desplazarse o no entre sectores de empleo, teniendo en cuenta las realizaciones de sus propios shocks idiosincrásicos. Cuando un shock de comercio afecta al sector manufacturero adversamente, los trabajadores cuyos costos de movilidad idiosincrásicos corrientes sean bajos dejarán el sector, mientras que aquellos que posean costos idiosincrásicos altos preferirán esperar. Esto induce a un ajuste gradual como respuesta al cambio en la política comercial.

El ajuste hasta el nuevo estado estacionario tomará aproximadamente 24 semestres. Ante el shock comercial el porcentaje de trabajadores en el sector que perdió la protección pasa de un 18,75 % del total en el estado estacionario inicial a 15,77 % en el nuevo estado estacionario, mientras que el salario normalizado real del sector cae de un 8,95 %. Los sectores restantes experimentan una dinámica inversa, caracterizada por el aumento en el número de trabajadores y en los salarios reales, como consecuencia de la caída en el índice de precios.

Por último, en el Gráfico 3 vemos la dinámica del valor presente esperado de la utilidad para un trabajador característico de cada uno de los sectores en cada período ($V^i(L_t, s_t)$). En este caso observamos que $V^i(L_t, s_t)$ cae un 1,17 % para los trabajadores del sector 2 y aumenta para los trabajadores de los restantes sectores. Los cambios en $V^i(L_t, s_t)$ miden cambios en el valor presente esperado de la utilidad período a período. En (5) vemos que las funciones de valor de los individuos incorporan un término correspondiente al valor que posee para un trabajador del sector i tener una probabilidad no nula de cambiar de sector de

salarios existentes en los datos con la asignación del empleo y salarios potencial ante una tarifa del 30 % para el estado estacionario inicial.

¹⁸Utilizamos los resultados de la estimación de C y ν correspondiente a la sección 4.1(Tabla 3).

empleo en el futuro (debido a configuraciones particulares en las realizaciones de los shock idiosincrásicos). El valor de la opción de cambiar de sector de empleo en el futuro aumenta para los trabajadores del sector industrial como resultado de la reforma comercial, dado que se produce un incremento en el salario de los sectores no manufactureros, lo que da como resultado una caída atenuada en la función de valor de dicho sector.

Independientemente de las asignaciones resultantes en el nuevo estado estacionario es interesante analizar los efectos en el corto y mediano plazo. A corto plazo, como consecuencia de la caída abrupta en el precio de las manufacturas, los salarios reales y las funciones de valor sobre-reaccionan respecto de su nuevo valor de estado estacionario (tanto en forma creciente para el caso de los sectores no manufactureros, como descendente para el sector en el que se produjo la liberalización comercial). Luego, a medida que empiezan a ingresar de modo gradual más trabajadores a los sectores no manufactureros, el aumento de la oferta laboral en dichos sectores genera una reducción en los salarios de equilibrio¹⁹.

En el nuevo estado estacionario el resultado sobre la utilidad intertemporal de los trabajadores que pertenezcan al sector afectado de modo negativo por la apertura comercial podrá ser positivo o negativo, dependiendo de la configuración de parámetros del modelo. Los agentes pueden poseer una mayor utilidad en el estado estacionario final a pesar de recibir un menor salario respecto al salario inicial. Esto se explica por el aumento en el salario real de los restantes sectores y por el valor que tiene para los trabajadores poseer la opción de cambiar de sector de empleo bajo el nuevo equilibrio de la economía. Cuanto mayor sea el factor de descuento (β) de los agentes pertenecientes al sector afectado negativamente por la apertura comercial y menores los costos de ajuste del empleo, existe una mayor probabilidad de que ante el shock comercial su utilidad sea mayor, dado que esto implica que los trabajadores le dan un peso relativo mayor a tener la opción de cambiar de sector de empleo en el futuro que a la caída del salario de su propio sector. Cabe destacar que los enfoques tradicionales, en los cuales se estima una forma reducida para la ecuación de salarios, permiten reflejar la caída en salarios en el sector que compite con las importaciones pero no el efecto sobre el valor de la opción de cambiar de sector de empleo. Bajo los supuestos de nuestro ejercicio existe un efecto negativo muy modesto sobre la utilidad intertemporal de los trabajadores del sector industrial en el nuevo equilibrio, que en términos porcentuales es

¹⁹Las simulaciones presentadas en este trabajo se realizan bajo el supuesto de homogeneidad de costos de movilidad entre sectores $C^{ij} = C$. Adicionalmente, consideramos un costo promedio para el total de la economía, sin tener en cuenta la heterogeneidad en los costos correspondientes a trabajadores con distinto grado de calificación. Sin embargo, deberíamos esperar que cuanto mayores sean los costos de ajuste de un conjunto de trabajadores en particular (dentro del sector que se ve negativamente afectado por el shock) mayor sea la probabilidad de que (en promedio) su bienestar se vea negativamente afectado en el corto plazo.

sustancialmente menor que el efecto en salarios.

5.2. Mejora Tecnológica Sectorial

Estudiaremos los efectos de una mejora tecnológica implementada sector industrial. A diferencia de los ejercicios de simulación vinculados a liberalizaciones comerciales, en donde los parámetros modificados son los precios domésticos, modelaremos el cambio tecnológico a través de un aumento en el parámetro A^i del sector que lo experimenta (A^2).

Supondremos que en el período $t = 0$, previamente a que los trabajadores tomen sus decisiones acerca del sector de ocupación en el que desempeñarán sus tareas, se produce una mejora tecnológica en el sector industrial. Esta mejora será representada por un aumento del 40 % en A^2 , e implica un aumento de la eficiencia en la producción de manufacturas.

La Figuras 4, 5 y 6 muestran, respectivamente, el sendero de ajuste de la asignación del empleo entre sectores, los salarios y la utilidad esperada intertemporal. En el período en el que se produce la mejora tecnológica del sector industrial el salario real de dicho sector aumenta drásticamente (40 %). Como consecuencia del incremento en el salario real del sector 2 se produce una reasignación gradual de trabajadores desde los sectores no manufactureros hacia las manufacturas. Esta dinámica del empleo se ve acompañada por un aumento paulatino en el salario de los sectores no industriales y una caída en el salario del sector 2 (con respecto al pico alcanzado en el período correspondiente al cambio tecnológico). En este caso, el aumento del salario real en los sectores no manufactureros se explica únicamente por la reasignación del empleo entre sectores, mientras que cuando simulamos las implicancias de una liberalización comercial observamos que el efecto reasignación del empleo sobre los salarios reales (no industriales) se potencia por la caída en el índice de precios.

El proceso de ajuste toma 27 semestres. En el nuevo estado estacionario aumenta el salario y la utilidad intertemporal esperada en todos los sectores, pero se produce un cambio en la participación sectorial en el empleo, que refleja una expansión en la industria y una contracción en los restantes sectores. Nuevamente, encontramos que los cambios en $V^i(L_t, s_t)$ para los trabajadores del sector industrial son porcentualmente menores a los cambios en salarios, lo cual se explica por el efecto inducido por las modificaciones en el valor de la opción de cambiar de sector de empleo. En el nuevo equilibrio el salario real de la industria es 18.69 % mayor que en el estado estacionario inicial, mientras que la participación en el empleo de de industria se incrementa un 25.6 %.

6. Conclusiones

Los objetivos principales del presente trabajo consistieron en estimar los costos de movilidad entre sectores que enfrentaron los trabajadores argentinos durante el período 1996-2009 y computar los posibles efectos de shocks tecnológicos y comerciales sobre la economía teniendo en cuenta la presencia de costos de ajuste en el empleo. Seguimos la metodología planteada por Artuç et al. (2010). No conocemos (hasta el momento) estudios realizados para Argentina bajo el enfoque teórico presentado en este trabajo.

Las consecuencias de las reformas comerciales y tecnológicas sobre el bienestar de los trabajadores dependen de modo crucial del grado de flexibilidad existente en la economía. Nuestras estimaciones reflejan que las características estructurales del mercado laboral de Argentina son consistentes con la escasa flexibilidad documentada para otros países en vías de desarrollo (Attanasio, Goldberg and Pavcnik (2004), Topalova (2010), Currie and Harrison (1997), Revenga (1997), Feliciano (2001) y Wacziarg and Wallack (2004)). Dado que estimamos costos de movilidad del empleo sustancialmente altos su consideración en el análisis de los efectos de políticas comerciales posee una relevancia central. En particular, nuestros resultados sugieren que los trabajadores argentinos exhiben una alta movilidad entre sectores de empleo, pero dicha movilidad responde principalmente a motivos no pecuniarios y no a diferenciales salariales entre sectores²⁰. En otras palabras, movilidad entre sectores no implica flexibilidad en el sentido esperado por la teoría tradicional.

Las reformas comerciales y tecnológicas generan ganancias de eficiencia, pero claramente implican costos. Porto and Hoekman (2010) destacan la existencia de ganadores y perdedores y mencionan que la forma en la cual los agentes ajustan sus decisiones para beneficiarse de las nuevas oportunidades originadas por los cambios generados por dichas reformas son preguntas que han recibido una limitada atención en la literatura. Para intentar identificar a los posibles ganadores y perdedores (al menos en el corto plazo) de este proceso dinámico estimamos costos de movilidad para grupos diferentes de trabajadores. Encontramos que los costos son mayores para los trabajadores no calificados respecto de los trabajadores semi calificados, no difieren entre el Gran Buenos Aires y la Región Pampeana respecto al resto del país y presentan una estructura sectorial similar a la que encuentran Artuç et al. (2010) para Estados Unidos.

Finalmente, la existencia de altos costos de movilidad para los trabajadores resulta en un ajuste lento en el mercado de trabajo. Específicamente, encontramos que (bajo los supuestos

²⁰Esta característica se refleja en un alto valor estimado para la varianza de los shocks idiosincrásicos y en los altos costos de movilidad laboral.

establecidos en la sección anterior) ante shocks comerciales y tecnológicos la economía tarda entre 24 y 27 semestres en alcanzar el nuevo estado estacionario. Los efectos en el bienestar a largo plazo para los trabajadores que se ven afectados negativamente por shocks dependerán de los parámetros del modelo. Cuanto mayor sea el factor de descuento (β) de los agentes pertenecientes al sector afectado negativamente por el shock y menores los costos de ajuste del empleo, existe una mayor probabilidad de que ante la reforma su utilidad no se vea negativamente afectada en el largo plazo.

Referencias

- Aghion, Philippe, Robin Burgess, Stephen J. Redding, and Fabrizio Zilibotti**, “The Unequal Effects of Liberalization: Evidence from Dismantling the License Raj in India,” *American Economic Review*, September 2008, 98 (4), 1397–1412.
- Alzúa, María Laura**, “Are Informal Workers Secondary Workers?: Evidence for Argentina,” Working Papers, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata 2008.
- Artuç, Erhan and John McLaren**, “A Structural Empirical Approach to Trade Shocks and Labor Adjustment: An Application to Turkey,” Technical Report 2009.
- and —, “A Structural Empirical Approach to Trade Shocks and Labour Adjustment: Euler Equation Versus Maximum Likelihood Based Estimators,” preliminary draft 2009.
- , **Shubham Chaudhuri, and John McLaren**, “Trade Shocks and Labor Adjustment: A Structural Empirical Approach,” *American Economic Review*, June 2010, 100 (3).
- Attanasio, Orazio, Pinelopi K. Goldberg, and Nina Pavcnik**, “Trade reforms and wage inequality in Colombia,” *Journal of Development Economics*, August 2004, 74 (2), 331–366.
- Beccaria, Luis**, “Movilidad laboral e inestabilidad de ingresos en Argentina,” *Trabajo presentado en la 2ª Reunión Anual sobre Pobreza y Distribución del Ingreso*, 2003.
- Bowlus, Audra and George R. Neumann**, “The Job Ladder,” *Elsevier*, Aug 2006.
- Cameron, Stephen, Shubham Chaudhuri, and John McLaren**, “Trade Shocks and Labor Adjustment: Theory,” NBER Working Papers 13463, National Bureau of Economic Research October 2007.
- Castillo, Victoria, Marta Novick, Sofía Rojo, and Gabriel Yoguel**, “Labour mobility in Argentina since the mid-1990s: the hard road back to formal employment,” *CEPAL-Review*, 2006.
- Chaudhuri, Shubham and John McLaren**, “Some Simple Analytics of Trade and Labor Mobility,” NBER Working Papers 13464, National Bureau of Economic Research October 2007.

- Cicowiez, Martín, Carolina Diaz-Bonilla, and Eugenio Diaz-Bonilla**, “Impacts of Trade Liberalization on Poverty and Inequality in Argentina,” *Agricultural Distortions Working Paper*, 2009.
- Currie, J. and A. Harrison**, “Trade Reform and Labor Market Adjustment in Morocco,” *Journal of Labor Economics*, 1997.
- Davidson, Carl and Steven J. Matusz**, “On Adjustment Costs,” *Michigan State University Working Paper*, 2001.
- , **Lawrence Martin, and Steven Matusz**, “Trade and search generated unemployment,” *Journal of International Economics*, August 1999, 48 (2), 271–299.
- Feliciano, Zadia**, “Workers and trade liberalization: The impact of trade reforms in Mexico on wages and employment,” *Industrial and Labor Relations Review*, Cornell University, October 2001, 55 (1), 95–115.
- Ferreira, Francisco H. G., Phillippe G. Leite, and Matthew Wai-Poi**, “Trade liberalization, employment flows, and wage inequality in Brazil,” Policy Research Working Paper Series 4108, The World Bank January 2007.
- Galiani, Sebastian and Guido G Porto**, “Trends in Tariff Reforms and in the Structure of Wages,” *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92 (3), 482–494.
- Gasparini, Leonardo and Pablo Acosta**, “Capital Accumulation, Trade Liberalization and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina,” Working Papers 0005, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata January 2004.
- Goldberg, Pinelopi Koujianou and Nina Pavcnik**, “Distributional Effects of Globalization in Developing Countries,” *Journal of Economic Literature*, March 2007, 45 (1), 39–82.
- Gregory, Allan, Adrian Pagan, and Gregor Smith**, “Estimating Linear Quadratic Models with Integrated Processes,” *Models, Methods and Applications: Essays in Honour of R.A. Bergstrom*, 1990.
- Hosios, Arthur J.**, “Factor Market Search and the Structure of Simple General Equilibrium Models,” *Journal of Political Economy*, 1990.
- Kumar, Utsav and Prachi Mishra**, “Trade Liberalization and Wage Inequality: Evidence from India,” *Review of Development Economics*, 05 2008, 12 (2), 291–311.

- Mussa, Michael**, “Dynamic Adjustment in the Heckscher-Ohlin-Samuelson Model,” *Journal of Political Economy*, 1978.
- Neary, Peter**, “Theory and Policy of Adjustment in an Open Economy,” *David Greenaway, Current Issues in International Trade: Theory and Policy*, 1985.
- Patel, Jagdish K., C. H. Kapadia, and D. B. Owen**, “Review of “Handbook of Statistical Distributions,” *SIGSIM Simul. Dig.*, July 1979, 10, 70–70.
- Pavcnik, Nina, Andreas Blom, Pinelopi Goldberg, and Norbert Schady**, “Trade Liberalization and Industry Wage Structure: Evidence from Brazil,” *The World Bank Economic Review*, 2004, 18 (3), 319–344.
- Paz, Jorge A**, “Transiciones en el mercado de trabajo y protección laboral en la Argentina (Estudio basado en datos de la Encuesta Permanente de Hogares, 1997-2002),” *Seminario-Taller: Historias laborales y frecuencias de aportes al sistema de seguridad social*, 2003.
- Porto, Guido**, “International Market Access and Poverty in Argentina,” *Review of International Economics*, 05 2010, 18 (2), 396–407.
- **and Bernard M. Hoekman**, “Trade Adjustment Costs in Developing Countries: Impacts, Determinants and Policy Responses,” *The World Bank*, 2010.
- Porto, Guido G.**, “Globalisation and Poverty in Latin America: Some Channels and Some Evidence,” *The World Economy*, Aug 2007.
- Revenge, Ana**, “Employment and Wage Effects of Trade Liberalization: The Case of Mexican Manufacturing,” *Journal of Labor Economics*, July 1997, 15 (3), S20–43.
- Topalova, Petia**, “Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India,” *American Economic Journal: Applied Economics*, October 2010, 2 (4), 1–41.
- Wacziarg, Romain and Jessica Seddon Wallack**, “Trade liberalization and intersectoral labor movements,” *Journal of International Economics*, December 2004, 64 (2), 411–439.
- Winters, L. Alan, Neil McCulloch, and Andrew McKay**, “Trade Liberalization and Poverty: The Evidence So Far,” *Journal of Economic Literature*, March 2004, 42 (1), 72–115.

Apéndice A: Tablas y Gráficos

Tabla 1: Promedio Argentina 1996-2009

	Sector 1	Sector 2	Sector 3	Sector 4	Sector 5	Sector 6
Sector 1	0,7866	0,0478	0,0298	0,0477	0,0419	0,0462
Sector 2	0,0245	0,8415	0,0162	0,0821	0,0275	0,0083
Sector 3	0,0236	0,0224	0,8360	0,0543	0,0391	0,0246
Sector 4	0,0215	0,0696	0,0356	0,8256	0,0374	0,0103
Sector 5	0,0176	0,0207	0,0206	0,0338	0,8481	0,0591
Sector 6	0,0192	0,0064	0,0148	0,0090	0,0617	0,8888

Fuente:Elaboración propia en base a datos de la EPH, INDEC.

Tabla 2: Salario normalizado sectorial 1996-2009

Sectores	Salario Normalizado
Construcción	0,719
Industria	1,034
Electricidad, gas, agua, transporte y comunicaciones	1,104
Comercio, restaurantes, hoteles, reparaciones y servicio doméstico	0,800
Bancos, finanzas, seguros, servicios profesionales, educación, salud y servicios personales	1,069
Administración pública y defensa	1,227

Fuente:Elaboración propia en base a datos de la EPH, INDEC.

Tabla 3: Total de la muestra

	Mayo 1996 - 1 Sem 2009		Mayo 1996 - Mayo 2001		Octubre 2001 - 1 Sem 2009	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
$\beta = 0,90$						
C	11,575*** (2,633)	12,999*** (3,411)	15,243*** (4,862)	14,501*** (4,730)	8,266*** (2,650)	10,851** (4,695)
ν	3,482*** (0,766)	3,785*** (0,974)	4,431*** (1,359)	4,317*** (1,356)	2,599*** (0,809)	3,065*** (1,322)
Obs.	599	509	330	299	269	210
$\beta = 0,95$						
C	12,620** (3,366)	15,059*** (4,639)	18,278** (7,147)	16,870** (6,758)	8,145*** (3,011)	12,485** (5,989)
ν	3,995** (0,966)	4,469*** (1,299)	5,404*** (1,944)	5,258*** (1,933)	2,826*** (0,913)	3,469** (1,615)
Obs.	599	509	330	299	269	210

Elaboración propia en base a datos de la EPH-INDEC.

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 % y *** significativo al 1 %

Tabla 4: Según Nivel de Calificación

	No calificados		Semi calificados	
	OLS	IV	OLS	IV
$\beta = 0,90$				
C	12,302*** (4,223)	16,835** (7,620)	6,641*** (1,806)	6,384*** (1,959)
ν	3,794*** (1,236)	5,021** (2,205)	1,909*** (0,528)	1,829*** (0,569)
Obs.	595	504	584	490
$\beta = 0,95$				
C	11,989*** (4,470)	17,208** (8,222)	7,684*** (2,408)	7,515*** (2,687)
ν	3,924*** (1,277)	5,258** (2,327)	2,203*** (0,675)	2,147*** (0,752)
Obs.	595	504	584	490

Elaboración propia en base a datos de la EPH-INDEC.

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 % y *** significativo al 1 %

Tabla 5: Estimaciones por Región

	Pampeana y GBA		Resto	
	OLS	IV	OLS	IV
$\beta = 0,90$				
C	10,907*** (3,694)	13,162** (5,871)	16,196** (6,826)	13,217*** (4,503)
ν	3,386*** (1,133)	3,963** (1,761)	4,864** (2,003)	3,715*** (1,219)
Obs.	586	494	594	504
$\beta = 0,95$				
C	11,801** (4,725)	15,396** (8,267)	17,539** (8,657)	15,163** (6,039)
ν	3,967*** (1,501)	4,852** (2,548)	5,658** (2,617)	4,270*** (1,553)
Obs.	586	494	594	504

Elaboración propia en base a datos de la EPH-INDEC.

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 % y *** significativo al 1 %

Tabla 6: Costos de entrada por sector

	Mayo 1996 - 1 Sem 2009	
	OLS	IV
$\beta = 0,90$		
Construcción	9,891*** (3,556)	9,254*** (3,525)
Industria	9,452*** (2,577)	9,088*** (2,428)
Electricidad, Gas, Agua, Transporte y Comunicaciones	11,406*** (2,885)	10,599*** (2,805)
Comercio, Restaurantes, Hoteles, Reparaciones y Servicio Doméstico	7,841*** (2,642)	7,925*** (2,839)
Bancos, Finanzas, Seguros, Servicios Profesionales, Educación, Salud y Servicios Personales	9,045*** (2,298)	8,840*** (2,312)
Administración Pública y Defensa	10,534*** (2,618)	11,637*** (2,976)
Obs.	599	509
$\beta = 0,95$		
Construcción	13,513*** (7,179)	13,231*** (7,683)
Industria	10,965*** (4,579)	11,053*** (4,586)
Electricidad, Gas, Agua, Transporte y Comunicaciones	15,446*** (5,105)	14,597*** (5,231)
Comercio, Restaurantes, Hoteles, Reparaciones y Servicio Doméstico	9,594*** (5,017)	11,085*** (6,065)
Bancos, Finanzas, Seguros, Servicios Profesionales, Educación, Salud y Servicios Personales	11,465*** (3,858)	11,810*** (4,196)
Administración Pública y Defensa	12,000*** (4,396)	15,937*** (5,687)
Obs.	599	509

Elaboración propia en base a datos de la EPH-INDEC.

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 % y *** significativo al 1 %

Tabla 7: Parámetros

	A^i	α^i
Sector 1	0.4538	0.3362
Sector 2	0.9650	0.2783
Sector 3	0.7903	0.3240
Sector 4	0.8451	0.3077
Sector 5	1.0933	0.3565
Sector 6	1.0011	0.5993

Tabla 8: Parámetros

	A^i $t = -1$	A^i $t = 0$	α^i
Sector 1	0.4538	0.4538	0.3362
Sector 2	0.9650	1.3510	0.2783
Sector 3	0.7903	0.7903	0.3240
Sector 4	0.8451	0.8451	0.3077
Sector 5	1.0933	1.0933	0.3565
Sector 6	1.0011	1.0011	0.5993

Gráfico 1: Asignación Sectorial del Empleo-Liberalización Comercial

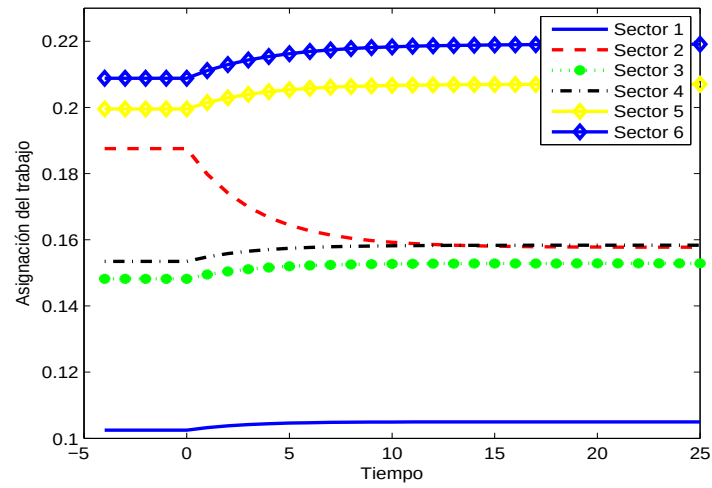


Gráfico 2: Salario Real Sectorial Normalizado-Liberalización Comercial

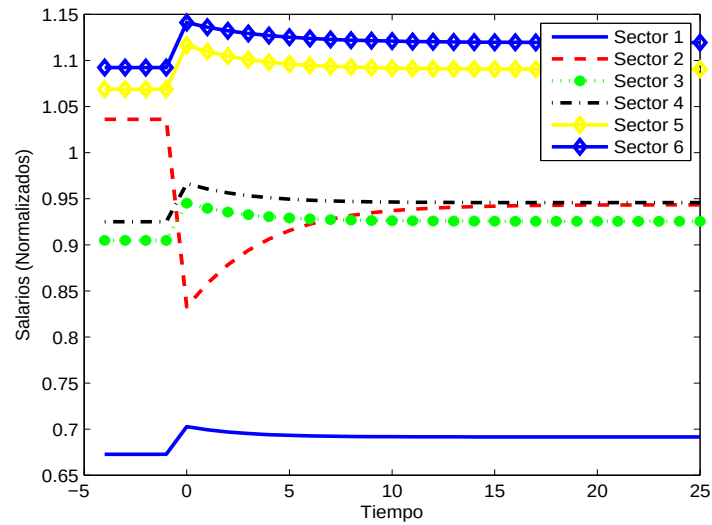


Gráfico 3: Utilidad Intertemporal Esperada-Liberalización Comercial

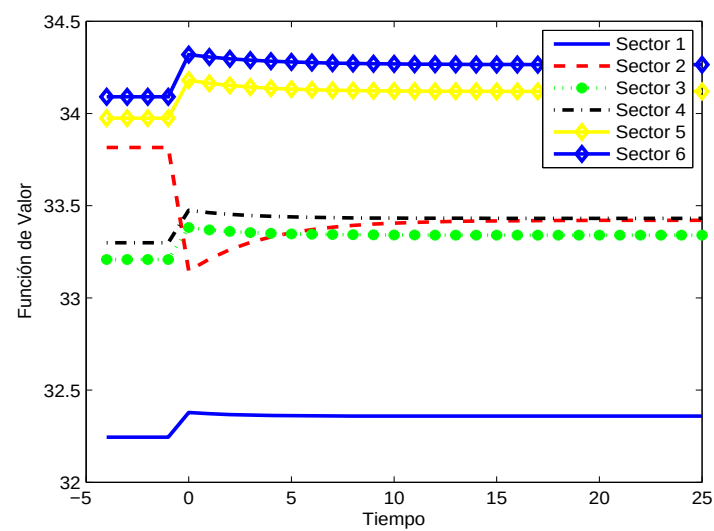


Gráfico 4: Asignación sectorial del empleo - $\uparrow A_2$

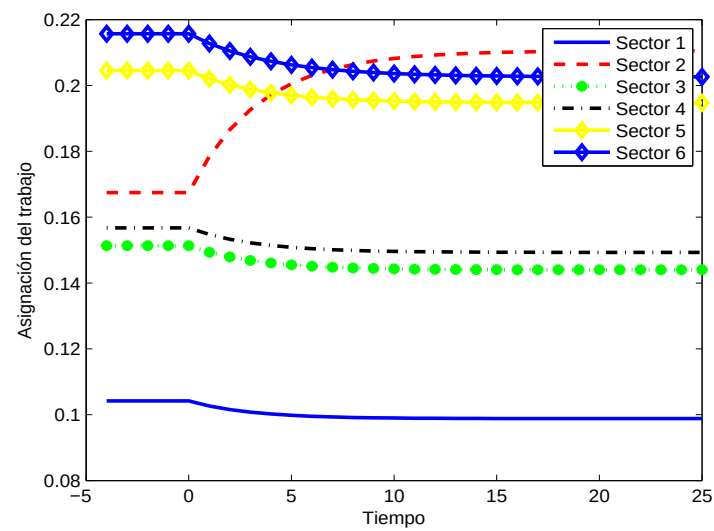


Gráfico 5: Salario Real Sectorial Normalizado - $\uparrow A_2$

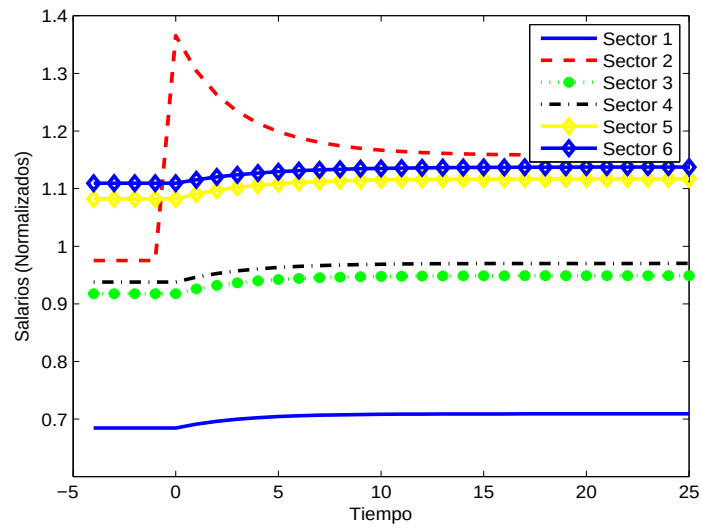
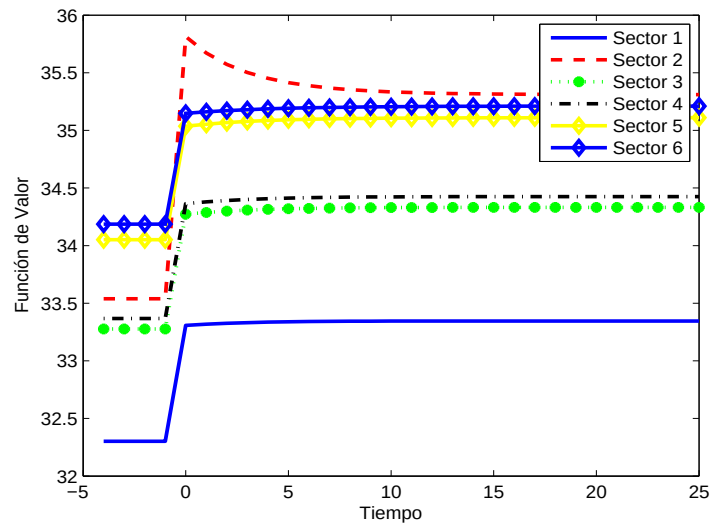


Gráfico 6: Utilidad Intertemporal Esperada - $\uparrow A_2$



Apéndice B: Derivación de la condiciones de equilibrio

En esta sección se reproduce parte del Apéndice de Artuç et al. (2010), con el objetivo de presentar la derivación de las condiciones de equilibrio del modelo utilizando una distribución de valor extremo.

La función de distribución acumulada para la distribución de valor extremo con media cero está dada por:

$$F(\epsilon) = \exp(-\exp(-\epsilon/\nu - \gamma))$$

Dónde $\gamma \cong 0,5772$ es la constante de Euler. La función de densidad asociada será:

$$f(\epsilon) = (1/\nu)\exp(-\epsilon/\nu - \gamma - \exp(-\epsilon/\nu - \gamma))$$

Los flujos brutos de trabajadores desde el sector i al sector j en el período t , m_t^{ij} , serán equivalentes a la probabilidad de que un trabajador en particular del sector i se desplace al sector j en el período t . En otras palabras:

$$m_t^{ij} = \text{Prob}_{\epsilon_t}[\overline{\epsilon_t^{ij}} + \epsilon_t^j \geq \overline{\epsilon_t^{ik}} + \epsilon_t^k \quad \text{for } k = 1, \dots, n]$$

Eliminando los subíndices temporales

$$m^{ij} = \int_{-\infty}^{\infty} f(\epsilon^j) \prod_{k \neq j} F(\epsilon^j + \overline{\epsilon^{ij}} - \overline{\epsilon^{ik}}) d\epsilon^j$$

Definiendo $x \equiv \epsilon^j/\nu + \gamma$, $z^j \equiv \overline{\epsilon^{ij}}$, $\overline{\epsilon^{ik}} = z^k$ y $\lambda \equiv \log(\frac{\sum_{k=1}^n \exp(z^k/\nu)}{\exp(z^j/\nu)})$. Entonces:

$$\begin{aligned} m^{ij} &= 1/\nu \int \exp(-\epsilon^j/\nu - \gamma - \exp(-\epsilon^j/\nu - \gamma)) \prod_{k \neq j} \exp(-\exp(-[\epsilon^j + \overline{\epsilon^{ij}} - \overline{\epsilon^{ik}}]/\nu - \gamma)) d\epsilon^j \\ &= 1/\nu \int \exp(-\epsilon^j/\nu - \gamma - \exp(-\epsilon^j/\nu - \gamma)) \exp(-\sum_{k \neq j} \exp(-[\epsilon^j + \overline{\epsilon^{ij}} - \overline{\epsilon^{ik}}]/\nu - \gamma)) d\epsilon^j \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= 1/\nu \int \exp(-\epsilon^j/\nu - \gamma) \exp(-\sum_{k=1}^n \exp(-[\epsilon^j + \overline{\epsilon i j} - \overline{\epsilon i k}]/\nu - \gamma)) d\epsilon^j \\
&= 1/\nu \int \exp[(-\epsilon^j/\nu - \gamma) - \sum_{k=1}^n \exp(-[\epsilon^j + \overline{\epsilon i j} - \overline{\epsilon i k}]/\nu - \gamma)] d\epsilon^j \\
&= 1/\nu \int \exp[(-\epsilon^j/\nu - \gamma) - \exp((-\epsilon^j/\nu - \gamma)) \sum_{k=1}^n \exp(-[z^j - z^k]/\nu)] d\epsilon^j \\
&= 1/\nu \int \exp[(-\epsilon^j/\nu - \gamma) - \exp((-\epsilon^j/\nu - \gamma)) (\sum_{k=1}^n \exp(z^k/\nu)) / \exp(z^j/\nu)] d\epsilon^j \\
&= \int \exp(-x - \exp(-(x - \lambda))) dx
\end{aligned}$$

Esta expresión puede reescribirse de la siguiente forma:

$$m^{ij} = \exp(-\lambda) \int \exp(-(x - \lambda) - \exp(-(x - \lambda))) dx$$

Definiendo $y = x - \lambda$. Notemos que la antiderivada de $\exp(-y - \exp(-y))$ es $\exp(-\exp(-y))$. Entonces podemos derivar:

$$\begin{aligned}
m^{ij} &= \exp(-\lambda) \int \exp(-y - \exp(-y)) dy \\
&= \exp(-\lambda)
\end{aligned}$$

$$= \frac{\exp(z^j/\nu)}{\sum_{k=1}^n \exp(z^k/\nu)}$$

$$= \frac{\exp(\overline{\epsilon^{ij}}/\nu)}{\sum_{k=1}^n \exp(\overline{\epsilon^{ik}}/\nu)}$$

Dado que $\overline{\epsilon^{ii}} \equiv 0$, esto conduce a la ecuación (10)

Luego, definiendo:

$$\Psi^{ij} \equiv \int_{-\infty}^{\infty} (\epsilon^j - C^{ij}) f(\epsilon^j) \prod_{j \neq k} F(\epsilon^j + \overline{\epsilon^{ij}} - \overline{\epsilon^{ik}}) d\epsilon^j$$

$$= 1/\nu \int (\epsilon^j - C^{ij}) \exp(-\epsilon^j/\nu - \gamma - \exp(-\epsilon^j/\nu - \gamma)) \prod_{k \neq j} \exp(-\exp(-[\epsilon^j + \overline{\epsilon^{ij}} - \overline{\epsilon^{ik}}]/\nu - \gamma)) d\epsilon^j$$

Siguiendo los mismos pasos que en la derivación de la ecuación (10), obtenemos:

$$\Psi^{ij} = \int (\nu(x - \gamma) - C^{ij}) \exp(-x - \exp(-(x - \lambda))) dx$$

$$= (-C^{ij} - \nu\gamma) \exp(-\lambda) + \nu \int x \exp(-x - \exp(-(x - \lambda))) dx$$

$$= (-C^{ij} - \nu\gamma) \exp(-\lambda) + \nu \exp(-\lambda) \int x \exp(-x + \lambda - \exp(-(x - \lambda))) dx$$

De la derivación de (10) se deduce que $\exp(-\lambda) = m^{ij}$. Sustituyendo:

$$\begin{aligned}
\Psi^{ij} &= (-C^{ij} - \nu\gamma)m^{ij} + \nu m^{ij} \int x \exp(-x + \lambda - \exp(-(x - \lambda)))dx \\
&= (-C^{ij} - \nu\gamma)m^{ij} + \nu m^{ij} \int x \exp(-x + \lambda - \exp(-(x - \lambda)))dx \\
&\quad + \nu m^{ij} \int \lambda \exp(-x + \lambda - \exp(-(x - \lambda)))dx \\
&\quad - \nu m^{ij} \int \lambda \exp(-x + \lambda - \exp(-(x - \lambda)))dx \\
&= (-C^{ij} - \nu\gamma)m^{ij} + \nu m^{ij} \int (x - \lambda) \exp(-x + \lambda - \exp(-(x - \lambda)))dx \\
&\quad + \nu m^{ij} \int \lambda \exp(-x + \lambda - \exp(-(x - \lambda)))dx \\
&= (-C^{ij} - \nu\gamma)m^{ij} + \nu m^{ij} \int y \exp(-y - \exp(-y))dy + \nu \lambda m^{ij} \int \exp(-y - \exp(-y))dy \\
&= (-C^{ij} - \nu\gamma)m^{ij} + \nu m^{ij} \int y \exp(-y - \exp(-y))dy + \nu \lambda m^{ij}
\end{aligned}$$

Notar que $\int y \exp(-y - \exp(-y))dy = \gamma$ (constante de Euler) (Patel, Kapadia and Owen (1979)). Entonces podemos simplificar:

$$\Psi^{ij} = (-C^{ij} - \nu\gamma)m^{ij} + \nu \lambda m^{ij} + \nu \gamma m^{ij}$$

$$= -C^{ij}m^{ij} - \nu \log(m^{ij})m^{ij}$$

$$= m^{ij}(-C^{ij} - \nu \log(m^{ij}))$$

Sumando en j, la utilidad de un trabajador en el sector i es igual a :

$$V_t^i = w_t^i + \sum_{j=1}^n (\Psi_t^{ij} + \beta m_t^{ij} V_{t+1}^j)$$

$$= w_t^i + \sum_{j=1}^n [m_t^{ij}(-\nu \log(m_t^{ij}) - C^{ij} + \beta V_{t+1}^j)]$$

$$= w_t^i + \sum_{j=1}^n [m_t^{ij}(-\nu \log(m_t^{ij}) - C^{ij} + \beta(V_{t+1}^j - V_{t+1}^i))] + \beta V_{t+1}^i$$

$$= w_t^i + \sum_{j=1}^n [m_t^{ij}(\bar{\epsilon}_t^{ij} - \nu \log(m_t^{ij})) + \beta V_{t+1}^i]$$

Recordando que $\log(m^{ij}) = \bar{\epsilon}_t^{ij}/\nu - \log(\sum_{k=1}^n \exp(\bar{\epsilon}^{ik}/\nu))$

$$V_t^i = w_t^i + \sum_{j=1}^n [m_t^{ij}(\nu \log(\sum_{k=1}^n \exp(\bar{\epsilon}^{ik}/\nu)))] + \beta V_{t+1}^i$$

$$= w_t^i + \nu \log(\sum_{k=1}^n \exp(\bar{\epsilon}^{ik}/\nu)) + \beta V_{t+1}^i$$

Esto implica que el valor de la opción $\Omega(\bar{\epsilon}^i)$ puede escribirse como:

$$\Omega(\overline{\epsilon^i}) = \nu \log\left(\sum_{k=1}^n \exp(\overline{\epsilon^{ik}}/\nu)\right)$$

Dado que $\overline{\epsilon^{ii}} = 0$:

$$\log(m^{ii}) = 0 - \log\left(\sum_{k=1}^n \exp(\overline{\epsilon^{ik}}/\nu)\right)$$

$$= -\log\left(\sum_{k=1}^n \exp(\overline{\epsilon^{ik}}/\nu)\right)$$

Entonces, en equilibrio:

$$\Omega(\overline{\epsilon^i}) = -\nu \log(m^{ii})$$

Llegamos a la ecuación (11).

Apéndice C: Regresiones

En esta sección presentaremos los resultados detallados de las regresiones, incluyendo la primera etapa para las regresiones efectuadas utilizando el método de variables instrumentales.

Tabla 9: Regresiones correspondientes a la Tabla 3

Variables Instrumentales	1996-2009		1996-2002		2001-2009	
	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
Primera etapa						
Variable dependiente: $(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$						
$(w_{t-1}^j - w_{t-1}^i)$	0.979 (0.011)**	0.979 (0.011)**	1.011 (0.009)**	1.011 (0.009)**	0.923 (0.022)**	0.923 (0.022)**
$(\ln m_{t-1}^{ij} - \ln m_{t-1}^{jj})$	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.000 (0.007)	0.000 (0.007)
Constante	0.006 (0.014)	0.006 (0.014)	0.008 (0.013)	0.008 (0.013)	0.000 (0.023)	0.000 (0.023)
Segunda etapa						
Variable dependiente: $(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) - \beta(\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj})$						
$(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$	0.238 (0.061)**	0.213 (0.062)**	0.208 (0.066)**	0.181 (0.066)**	0.294 (0.127)*	0.274 (0.128)*
Constante	-0.343 (0.016)**	-0.168 (0.016)**	-0.336 (0.018)**	-0.160 (0.018)**	-0.354 (0.029)**	-0.180 (0.029)**
Obs.	509	509	299	299	210	210
Mínimos Cuadrados Ordinarios	1996-2009		1996-2002		2001-2009	
	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
Variable dependiente: $(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) - \beta(\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj})$						
$(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$	0.258 (0.057)**	0.238 (0.058)**	0.203 (0.062)**	0.176 (0.063)**	0.346 (0.108)**	0.336 (0.109)**
Constante	-0.332 (0.015)**	-0.158 (0.015)**	-0.344 (0.017)**	-0.169 (0.017)**	-0.318 (0.026)**	-0.144 (0.027)**
Obs.	599	599	330	330	269	269

Errores estándar entre paréntesis. * Significativo al 5 % ; ** significativo al 1 %.

Tabla 10: Regresiones correspondientes a la Tabla 4

Variables Instrumentales	no calificados		semi calificados	
	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
Primera etapa				
Variable dependiente: $(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$				
$(w_{t-1}^j - w_{t-1}^i)$	0.977 (0.009)**	0.977 (0.009)**	0.961 (0.017)**	0.961 (0.017)**
$(\ln m_{t-1}^{ij} - \ln m_{t-1}^{jj})$	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.007 (0.004)	0.007 (0.004)
Constante	-0.003 (0.011)	-0.003 (0.011)	0.023 (0.014)	0.023 (0.014)
Segunda Etapa				
Variable dependiente: $(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) - \beta(\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj})$				
$(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$	0.179 (0.079)*	0.181 (0.080)*	0.492 (0.153)**	0.443 (0.155)**
Constante	-0.335 (0.019)**	-0.164 (0.019)**	-0.349 (0.028)**	-0.175 (0.028)**
Obs.	504	504	490	490
Mínimos Cuadrados Ordinarios	no calificados		semi calificados	
	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
Variable dependiente: $(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) - \beta(\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj})$				
$(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$	0.237 (0.077)**	0.242 (0.079)**	0.471 (0.130)**	0.431 (0.132)**
Constante	-0.324 (0.018)**	-0.153 (0.018)**	-0.348 (0.026)**	-0.174 (0.026)**
Obs.	595	595	584	584

Errores estándar entre paréntesis. * Significativo al 5 %; ** significativo al 1 %.

Tabla 11: Regresiones correspondientes a la Tabla 5

Variables Instrumentales	Pampeana		Resto	
	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
Primera etapa				
Variable dependiente: $(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$				
$(w_{t-1}^j - w_{t-1}^i)$	0.968 (0.014)**	0.968 (0.014)**	0.967 (0.012)**	0.967 (0.012)**
$(\ln m_{t-1}^{ij} - \ln m_{t-1}^{jj})$	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
Constante	0.015 (0.017)	0.015 (0.017)	0.004 (0.014)	0.004 (0.014)
Segunda Etapa				
Variable dependiente: $(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) - \beta(\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj})$				
$(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$	0.227 (0.101)*	0.196 (0.103)	0.242 (0.080)**	0.222 (0.081)**
Constant3	-0.332 (0.024)**	-0.159 (0.024)**	-0.356 (0.022)**	-0.178 (0.022)**
Obs.	494	494	504	504
Mínimos Cuadrados Ordinarios	Pampeana		Resto	
	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
Variable dependiente: $(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) - \beta(\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj})$				
$(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$	0.266 (0.089)**	0.239 (0.091)**	0.185 (0.076)*	0.168 (0.078)*
Constante	-0.322 (0.022)**	-0.149 (0.022)**	-0.333 (0.021)**	-0.155 (0.022)**
Obs.	586	586	594	594

Errores estándar entre paréntesis. * Significativo al 5 %; ** significativo al 1 %.

Tabla 12: Regresiones correspondientes a la Tabla 6

Variables Instrumentales		
Primera etapa. Variable dependiente: $(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$		
	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
$(w_{t-1}^j - w_{t-1}^i)$	0.939 (0.017)**	0.939 (0.017)**
$(\ln m_{t-1}^{ij} - \ln m_{t-1}^{jj})$	0.008 (0.005)	0.008 (0.005)
Dummy: entrada al Sector 1	0.008 (0.017)	0.008 (0.017)
Dummy: entrada al Sector 2	0.044 (0.018)*	0.044 (0.018)*
Dummy: entrada al Sector 3	0.026 (0.019)	0.026 (0.019)
Dummy: entrada al Sector 4	0.005 (0.014)	0.005 (0.014)
Dummy: entrada al Sector 5	0.029 (0.017)	0.029 (0.017)
Dummy: entrada al Sector 6	0.050 (0.022)*	0.050 (0.022)*
Segunda etapa. Variable dependiente: $(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) - \beta(\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj})$		
$(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$	0.323 (0.090)**	0.247 (0.091)**
Dummy: entrada al Sector 1	-0.333 (0.046)**	-0.172 (0.047)**
Dummy: entrada al Sector 2	-0.327 (0.050)**	-0.144 (0.052)**
Dummy: entrada al Sector 3	-0.381 (0.033)**	-0.190 (0.034)**
Dummy: entrada al Sector 4	-0.285 (0.039)**	-0.144 (0.039)**
Dummy: entrada al Sector 5	-0.318 (0.030)**	-0.154 (0.030)**
Dummy: entrada al Sector 6	-0.418 (0.053)**	-0.207 (0.054)**
Obs.	509	509
Mínimos Cuadrados Ordinarios		
Variable dependiente: $(\ln m_t^{ij} - \ln m_t^{ii}) - \beta(\ln m_{t+1}^{ij} - \ln m_{t+1}^{jj})$		
	$\beta = 0,90$	$\beta = 0,95$
$(w_{t+1}^j - w_{t+1}^i)$	0.309 (0.081)**	0.247 (0.083)**
Dummy: entrada al Sector 1	-0.339 (0.043)**	-0.175 (0.044)**
Dummy: entrada al Sector 2	-0.324 (0.045)**	-0.142 (0.046)**
Dummy: entrada al Sector 3	-0.391 (0.034)**	-0.201 (0.034)**
Dummy: entrada al Sector 4	-0.269 (0.037)**	-0.125 (0.037)**
Dummy: entrada al Sector 5	-0.310 (0.028)**	-0.149 (0.029)**
Dummy: entrada al Sector 6	-0.361 (0.049)**	-0.156 (0.049)**
Obs.	599	599

Errores estándar entre paréntesis. * Significativo al 5 %; ** significativo al 1 %.