

Espert, José Luis

Working Paper

Política comercial y salarios reales: Una aproximación empírica al caso argentino durante el período 2005-2011

Serie Documentos de Trabajo, No. 735

Provided in Cooperation with:

University of CEMA, Buenos Aires

Suggested Citation: Espert, José Luis (2020) : Política comercial y salarios reales: Una aproximación empírica al caso argentino durante el período 2005-2011, Serie Documentos de Trabajo, No. 735, Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina (UCEMA), Buenos Aires

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/238360>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

UNIVERSIDAD DEL CEMA
Buenos Aires
Argentina

Serie
DOCUMENTOS DE TRABAJO

Área: Economía

**POLÍTICA COMERCIAL Y SALARIOS REALES:
UNA APROXIMACIÓN EMPÍRICA AL CASO
ARGENTINO DURANTE EL PERÍODO 2005 - 2011**

José Luis Espert

Julio 2020
Nro. 735

www.cema.edu.ar/publicaciones/doc_trabajo.html
UCEMA: Av. Córdoba 374, C1054AAP Buenos Aires, Argentina
ISSN 1668-4575 (impreso), ISSN 1668-4583 (en línea)
Editor: Jorge M. Streb; asistente editorial: Valeria Dowding <jae@cema.edu.ar>

Política comercial y salarios reales: una aproximación empírica al caso argentino durante el período 2005 - 2011

José Luis Espert¹

Junio de 2020

El presente trabajo estudia la relación entre la política tarifaria y los salarios reales. A través de un marco conceptual que incorpora supuestos competitivos se explica la relación empírica encontrada. El análisis da cuenta de una relación negativa no monótona entre nivel de tarifas y salarios reales. A la especificación estándar de la literatura, se la sometió a diferentes pruebas de robustez mostrando su sensibilidad a problemas de especificación. Se muestra una forma de corregir por los sesgos introducidos por este tipo de especificaciones. El trabajo concluye demostrando que, controlando por características relativas a la distribución de la variable exógena de interés, los resultados son robustos y se obtiene información más certera respecto a la relación bajo estudio.

Códigos JEL: F14, F16, E24

¹ Universidad del CEMA. Los puntos de vista del autor no necesariamente representan los de la Universidad.

I – Introducción:

Desde el siglo XIX cuando se debatieron las “Corn laws” en Gran Bretaña, con el célebre David Ricardo abogando por el libre comercio y argumentando que las rentas generadas por las tarifas quedaban en manos de los terratenientes en lugar de los industriales innovadores en perjuicio de los trabajadores y sus salarios (al aumentar directamente el precio de los alimentos), la relación entre salarios reales y apertura comercial fue estudiada desde múltiples enfoques por la ciencia económica.

El 30 de marzo de 2012, un importante grupo de países miembros de la Organización Mundial de Comercio (OMC) expresaba su preocupación ante el creciente proteccionismo comercial por parte de la Argentina.

En este trabajo se presenta un enfoque robusto y detallado de la relación entre apertura comercial y salarios reales. Si bien existe un extenso cuerpo de literatura relativa a este tópico, además de un antecedente casi directo en términos metodológicos (Galiani y Porto, 2010), este trabajo aporta al debate no sólo desde una perspectiva empírica e innovadora en términos del marco conceptual que lo encuadra, sino desde el análisis de robustez que se hace de la relación encontrada.

El trabajo se cimienta en un marco conceptual basado en un modelo competitivo, con libre movilidad de trabajadores entre sectores, selección entre empresarios y trabajadores de habilidades similares y de maximización de beneficios en el que el ingreso del empresario depende, entre otras cosas, del arancel a la importación y de costos que se dividen entre operativos (salarios) y de transacción (costo del lobby para conseguir un arancel a la importación). Del marco conceptual surge que la relación (observable) entre los salarios reales y los aranceles a la importación puede ser positiva o negativa y que dependerá, a su vez, de otra relación (positiva o negativa) entre un inobservable como es la habilidad del trabajador y un observable como los aranceles a la importación. Estos últimos funcionan como un ordenador natural o natural sorting system entre trabajadores (muy hábiles y poco hábiles) y empresarios (muy hábiles y poco hábiles) y no como un efecto causal sobre los salarios. Este marco conceptual permite explicar los hallazgos empíricos donde dos trabajadores con similares características observables pueden percibir el mismo salario pero con diferentes tarifas asociadas a los productos del sector donde trabajan.

El principal aporte del trabajo es, basado en un marco conceptual que introduce supuestos competitivos y utilizando la estrategia empírica estándar de la literatura, haber encontrado una relación negativa no monótona entre aranceles y salarios. Luego se somete a dicha relación a distintos test de robustez que no fueron explotados en estudios anteriores. En estos ejercicios se encuentra que, si existe heterogeneidad en cómo el nivel de aranceles afecta a los salarios reales y esa heterogeneidad depende de características de la distribución de las tarifas (como su varianza), la incorporación de variables dummy por industria en conjunto con la utilización de la media o mediana de los aranceles por industria como variable exógena en la especificación estándar usada por la literatura, puede llevar a estimar un signo para el coeficiente de interés contrario al verdadero.

² http://eeas.europa.eu/archives/delegations/wto/documents/press_corner/2012_03_30_joint_statement_argentina.pdf

Finalmente, se muestra un mecanismo por el cual se puede corregir este tipo de problemas y cómo el mismo funciona como un ejercicio de robustez para las estimaciones realizadas.

Sintetizando, ^{existe a la fecha} evidencia empírica referida al efecto directo de la política comercial sobre los salarios reales aunque con conclusiones variables. El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: El apartado II revisa la literatura que antecede al presente. El apartado III describe un simple marco conceptual en el que, sin incorporar supuestos no competitivos la relación entre los salarios y las tarifas dependerá de un inobservable (la habilidad del trabajador). El apartado IV detalla la construcción de la base de datos y presenta los resultados de las principales estimaciones. El apartado V muestra el análisis de robustez llevado adelante para analizar si la estrategia de identificación elegida es correcta y el posible efecto que tiene la misma dados los datos de los que se dispone. El apartado VI concluye.

II – Revisión de la literatura:

La teoría del comercio internacional señala que los países tienden a especializarse en la producción de aquellos bienes cuyo proceso productivo utiliza con mayor intensidad relativa los factores de producción de los que disponen de manera más abundante (también en términos relativos). De ahí que, al momento de abrirse al comercio, operan cambios en los precios que generan cambios en la retribución a los factores productivos. Galiani y Sanguinetti (2003) encuentran una correlación positiva entre la liberalización comercial y el *skill premium* (entendido como premio salarial a los trabajadores con mayor formación o capacitación en relación con los menos formados). Utilizando datos para la Argentina de la década del 90, afirman que en los sectores económicos que compiten con las importaciones y que utilizan en su mayoría trabajo no calificado, la liberalización comercial trae aparejada una disminución relativa en los precios de los productos que para su fabricación utilizan de forma intensiva trabajo no calificado. De esta manera, el salario de los trabajadores menos calificados se ve afectado de manera negativa respecto del de los trabajadores calificados.

Por su parte, Attanasio, Goldberg y Pavcnik (2004) evalúan el impacto de la reducción arancelaria ocurrida en Colombia entre 1985 y 1991 en el mercado laboral, encuentran evidencia en línea con la idea de que la liberalización comercial agranda la prima por calificación y aumenta la informalidad laboral (particularmente en el periodo posreforma).

Revenge (1997) estudia el efecto de la liberalización comercial en el empleo y los salarios del sector manufacturero para México en la década del 80. Llega a la conclusión de que la protección previa a la baja de aranceles a la importación generaba rentas que eran absorbidas por los trabajadores en forma de primas salariales (*industry premium*). Posteriormente, la liberalización deterioró los salarios vía dos canales. Por un lado, disminuyó el producto industrial y en consecuencia la demanda de trabajo y los salarios reales del sector. Por el otro, la liberalización comercial redujo las rentas disponibles que capturaban trabajadores y empresarios. Finalmente, los resultados encontrados muestran que esta pérdida de rentas es mayor en aquellas industrias con mayor proporción de trabajo no calificado. El autor explica esto a través de la abundancia relativa del

trabajo no calificado. Por ser los trabajadores más calificados los más escasos, los mismos tendrán mayor poder de negociación que los no calificados.

También para México, en la década del 80, se encuentran los trabajos de Hanson y Harrison (1999) y Feliciano (2001). Hanson y Harrison (1999) estudian más de dos mil plantas manufactureras y concluyen que la disminución de los aranceles a la importación de 1985 afectó negativamente más a las industrias intensivas en trabajo no calificado, generando un aumento de la desigualdad salarial. La razón fue el aumento de la competencia de productos importados desde países con una mayor (y más económica) reserva de trabajo no calificado sumado al aumento relativo en el precio de los bienes intensivos en trabajo calificado. Feliciano (2001) encuentra resultados similares en cuanto al aumento de la brecha salarial entre trabajo de alta y baja calificación producto de la liberalización comercial.

Bayer, Rojas y Vergara (1999) realizan un estudio empírico de la relación entre la liberalización comercial y la inequidad salarial utilizando datos de la Encuesta de Trabajo llevada a cabo por la Universidad de Chile para el periodo comprendido entre 1960 y 1996. La caída en el precio relativo de los productos intensivos en trabajo explica parte del aumento en la desigualdad salarial en el periodo analizado. Por último, concluyen que la apertura, medida como el ratio del volumen del comercio sobre el PBI, produjo un incremento en el skill premium; sin embargo, esto solo es analizado desde un punto de vista teórico, no empírico.

Krueger y Summers (1988) examinan la importancia del tipo de industria en la determinación de los salarios para los años 1974, 1979 y 1984 en Estados Unidos. Controlando por capital humano, características demográficas y condiciones laborales, los autores analizan el efecto del tipo de industria mediante la inclusión de variables dummy en las estimaciones econométricas con el fin de identificar el efecto de las distintas ramas industriales en los salarios relativos. Luego, normalizando los diferenciales salariales industriales estimados en términos de desviaciones del diferencial promedio, encuentran que la dispersión de los salarios interindustriales resulta estadísticamente significativa. De este modo, contrario a lo que predicen los modelos competitivos (un mismo salario para toda la economía), concluyen que la industria donde se desempeña el trabajador tiene un impacto estadísticamente significativo en los salarios, incluso luego de controlar por factores de oferta. Uno de los principales aportes del trabajo de Krueger y Summers radica en que, al realizar estimaciones de corte transversal cada cinco años, se muestra que la estructura interindustrial de salarios se mantiene relativamente constante en el tiempo.

Bustos (2011), por su parte, introduce un modelo de mercado laboral competitivo para estudiar los efectos de una liberalización comercial bilateral en el nivel de las habilidades observables de los trabajadores con datos para Argentina y Brasil. Arriba a la conclusión de que las empresas pueden responder a la liberalización aumentando la utilización de trabajo calificado en la producción; es decir, existe un reordenamiento de uso de trabajo calificado al interior de la firma. Por lo tanto, se agrega un nuevo canal desde el cual las políticas comerciales afectan el trabajo. No solo se modifica la demanda de trabajo calificado en las industrias competitivas de las importaciones, sino también dentro de cada empresa.

Como antecedente cercano a nuestro trabajo, Gaston y Trefler (1994) utilizan datos de Estados Unidos para 1984 y los aranceles a la importación para 1983 resultantes de los acuerdos GATT

(aranceles) y NAFTA (Barreras No Tarifarias, BNT3). Con estos datos de corte transversal, observan que los trabajadores pertenecientes a aquellas industrias que compiten con las importaciones (relativamente más protegidas) presentan menores salarios que aquellos con idénticas características y que se desempeñan en industrias desprotegidas, orientadas a la exportación. En base a esto, encuentran una correlación negativa entre los aranceles y las primas salariales por industria. Para las BNT, incorporadas a la regresión como ratios de frecuencia, los autores arriban a un signo positivo y estadísticamente significativo, contrario al de aranceles y a los resultados del presente trabajo.

Galiani y Porto (2010) presentan un modelo de comercio que combina un mecanismo de determinación de salarios no competitivo en el sector importable (debido a la presencia de sindicatos en el sector que compite con importaciones) con supuestos de abundancia factorial. Estiman un modelo en el que regresan al logaritmo de los salarios en el logaritmo de los aranceles a la importación sectoriales a un nivel de desagregación de tres dígitos de CIIU 3.0 y encuentran una relación positiva entre la media de los aranceles a la importación de toda la economía y el nivel de salarios.

III – Marco conceptual:

Para motivar el análisis y explicar la relación entre salarios y protección comercial, se desarrolla un breve marco conceptual:

Considere una firma maximizadora de beneficios productora de un bien transable internacionalmente que opera en un mercado competitivo. La firma es administrada por un empresario de habilidad, A , y su problema es decidir la cantidad de recursos que destinará al lobby para obtener una mayor protección arancelaria, T , y la habilidad del trabajador (x) que contrata en un mercado de trabajo competitivo.

El problema del empresario está dado por:

$$\max_{\{T,x\}} \pi = [(1 + T)Af(x) - w(x)][(1 - c(T))] \quad (3.1)$$

Donde:

T : tarifa, arancel a la importación

A : habilidad del empresario

x : habilidad del trabajador

$f(x)$: función de producción del bien transable | En adelante se expresa: f

$w(x)$: función de salarios | En adelante se expresa: w

$c(T)$: función de costos de transacción / lobby | En adelante se expresa: c

Variables de control: T, x

Parámetro: A

Funciones: f, w, c

³ En adelante, cuando se haga referencia a: 1) “tarifa”, “tarifaria”, “tarifas” o “tarifarias”, significará “aranceles a la importación (*ad valorem*)” o “retenciones a las exportaciones” indistintamente o las dos juntas.

Se realizan los siguientes supuestos acerca de las funciones:

$$\begin{aligned}
 f(0) &= 0 ; w(0) = 0 ; c(0) = 0 \\
 f_x &> 0 ; f_{xx} < 0 \\
 w_x &> 0 ; w_{xx} = 0 \\
 c_T &> 0 ; c_{TT} > 0
 \end{aligned}
 \tag{3.2}$$

Y se hacen tres supuestos adicionales:

$$[(1 + T)Af - w] > 0 ; |H^*| > 0 ; (1 - c) \in (0,1)
 \tag{3.3}$$

Resolviendo el problema de la firma y utilizando el criterio de la función implícita, se encuentra la relación óptima entre la habilidad del trabajador y la habilidad del empresario⁴:

$$x_A^* = \frac{f_x f \left\{ w_{Af} - \Omega \right\}}{A \{ f_{xx} f \Omega + (1-c) f_x^2 \}} \leq 0
 \tag{3.4}$$

La ecuación (1.4) caracteriza la relación entre la habilidad del trabajador y la habilidad del empresario.

Esta relación puede ser positiva, es decir, trabajadores de mucha habilidad que trabajan con empresarios de mucha habilidad o trabajadores de poca habilidad que trabajan con empresarios de poca habilidad. También puede ser negativa, es decir, trabajadores mucha habilidad que trabajan con empresarios de poca habilidad o trabajadores de poca habilidad que trabajan con empresarios de mucha habilidad. Por tanto, se genera una relación entre el inobservable de los trabajadores y los aranceles vía la habilidad del empresario.

De forma indirecta entonces, mediante la habilidad de los trabajadores y la de los empresarios, se genera una relación entre nivel arancelario y salarios según sea la relación entre el inobservable y la habilidad de los empresarios. Podemos encontrar entonces, trabajadores muy habilidosos con malos empresarios o trabajadores habilidosos con las mismas características observables que los anteriores en firmas con buenos empresarios (diferenciados por el nivel arancelario del producto que comercian), de esta forma, se da la posibilidad de que se correspondan con un mismo nivel de salarios, diferentes niveles tarifarios (dadas las mismas características tanto observables como inobservables).

Para obtener la relación entre salario y tarifas, a continuación, calculamos la relación entre la tarifa y la habilidad del empresario, T_A^* :

⁴ En el apéndice matemático se realizan todos los desarrollos correspondientes a los resultados expuestos en el presente marco conceptual.

$$T_A^* = \frac{\pi_{Tx}^* \pi_{xA}^* - \pi_{TA}^* \pi_{xx}^*}{\pi_{TT}^* \pi_{xx}^* - \pi_{Tx}^* \pi_{xT}^*} \leq 0 \quad (3.5)$$

$$T_A^* = - \frac{(1-c)(1+T)A \left\{ f_x^2 + f f_{xx} \frac{w}{(1+T)Af-w} \right\}}{A \{ f_{xx} f \Omega + (1-c) f_x^2 \}} \leq 0 \quad (3.6)$$

La ecuación (3.6) describe la relación entre el arancel a la importación y la habilidad del empresario. Como se explicó con anterioridad, esta relación puede ser positiva, es decir, alto arancel a la importación para empresarios de mucha habilidad o bajo arancel a la importación para empresarios de poca habilidad. O puede ser negativa, es decir, alto arancel a la importación para empresarios de poca habilidad o bajo arancel a la importación para empresarios de mucha habilidad.

La siguiente ecuación, (3.8), describe la relación entre la habilidad del trabajador y el arancel a la importación:

$$x_T^* = \frac{\frac{\partial x^*}{\partial T^*}}{\frac{\partial A}{\partial A}} = \frac{\pi_{TA}^* \pi_{xT}^* - \pi_{TT}^* \pi_{xA}^*}{\pi_{TA}^* \pi_{xx}^* - \pi_{Tx}^* \pi_{xA}^*} \leq 0 \quad (3.7)$$

$$x_T^* = \frac{Aff_x \left\{ (1+T) \left[2c_T + \frac{c_{TT}}{c_T} \right] - \frac{w}{(1+T)Af-w} \right\}}{\frac{c_T w [(1+T)Af_{xx}] + A(1+T)f_x^2}{A(1-c)}} \leq 0 \quad (3.8)$$

Esta relación puede ser positiva, es decir, mucha habilidad del trabajador con alto arancel a la importación o poca habilidad del trabajador con bajo arancel a la importación. O puede ser negativa, es decir, mucha habilidad del trabajador con bajo arancel a la importación o poca habilidad del trabajador con alto arancel a la importación.

Finalmente, obtenemos la relación entre salarios y aranceles:

$$w[x^*(T^*)] \quad (3.9)$$

Ello permite definir la siguiente relación marginal:

$$w_T^* = \frac{\partial w}{\partial x^*} \frac{\partial x^*}{\partial T^*} = w_x x_T^* \geq 0 \quad (3.10)$$

Como sabemos que $w_x > 0$, el signo de w_T^* está definido por el signo de x_T^* , por tanto se desprenden los signos posibles de w_T^* :

$$w_T^* = \frac{w_x Aff_x \left\{ (1+T) \left[2c_T + \frac{c_{TT}}{c_T} \right] - \frac{w}{(1+T)Af-w} \right\}}{\frac{c_T w [(1+T)Af_{xx}] + A(1+T)f_x^2}{A(1-c)}} \geq 0 \quad (3.11)$$

Es decir que el signo de la relación entre el salario y el arancel a la importación depende del signo de la relación entre la habilidad del trabajador y el arancel a la importación.

$$w_T^* > 0 \text{ si } x_T^* > 0 \quad (3.12)$$

$$w_T^* < 0 \text{ si } x_T^* < 0 \quad (3.13)$$

La clave, radica en comprender que por selección se produce una relación entre la característica no observable del trabajador, su habilidad y el arancel a la importación. Esto a su vez genera una relación (no causal) entre salarios y aranceles debido a la variable omitida por no ser observada.

IV – Datos y Estimaciones:

IV – A – Los Datos:

El objetivo del presente trabajo es estudiar el efecto de la política comercial sobre los salarios reales utilizando una estrategia estándar en la literatura (ecuaciones de Mincer aumentadas), analizando los posibles sesgos introducidos por este tipo de estrategias en esta clase de estudios. Para esto, se procede a construir una base de microdatos que permita relacionar la política comercial con la rama de actividad en la que trabaja un individuo en un trimestre determinado, para el periodo 2005-2011.

Se unificaron dos fuentes distintas de información utilizando las variables que tienen en común (el período de tiempo y los sectores económicos). Se logra así fusionar las distintas fuentes de información en una única base de microdatos al nivel del individuo que permita observar datos de salarios, política tarifaria asociada al empleo de este y sus características socio demográficas (como nivel de educación, sexo, estado civil, región, salario, código de ocupación). Gracias a este procedimiento se “apilan” 27 bases de datos de corte transversal generando una base de datos de 1.528.977 observaciones (27 trimestres con 56628 individuos en promedio) para el período estudiado.

Una de las contribuciones del presente trabajo radica en que no existe a la fecha para la Argentina una base de datos donde se observen códigos ocupacionales, salarios y medidas de política comercial con tanto detalle de desagregación y a nivel individual para el periodo de estudio.

La elección del periodo de estudio no resultó arbitraria: se elige trabajar con este horizonte temporal debido a que la información, tanto para el periodo previo como para el siguiente, no es la ideal para el análisis que se pretende realizar. Por un lado, para los años anteriores a 2005, existe una restricción técnica de índole informática, ya que no se dispone de datos sistematizados ni digitalizados. Por el otro, luego del año 2011, se crearon las Declaraciones Juradas Anticipadas de

Importación (DJAI)⁵, lo que generó que las medidas de política comercial dejaran de ser relevantes y se redujera considerablemente la variabilidad de la muestra como un todo.

Dadas las salvedades respecto al periodo de estudio, caracterizamos las dos principales fuentes de datos que fueron utilizadas a la hora de construir la base objetivo.

(i) Encuesta Permanente de Hogares (EPH)

La EPH es un programa nacional de producción sistemática y permanente de indicadores sociales. Releva las características sociodemográficas y socioeconómicas de la población, con énfasis en la medición de los niveles y características del empleo en la Argentina. Proporciona estimaciones válidas para los cuatro trimestres del año y cubre treinta aglomerados urbanos donde habita, aproximadamente, el 60% de la población del país (representando más del 70% de la población urbana). En su modalidad puntual, la EPH se realizó desde el año 1973; a partir de 2003 y hasta la actualidad, la EPH aplica una modalidad continua (esto es, siguiendo a los individuos durante sucesivas encuestas de carácter trimestral). Vale aclarar que, para los siete años bajo estudio, se cuenta con 27 bases trimestrales, dado que en el tercer trimestre de 2007 la EPH no fue publicada por problemas con el relevamiento de los datos⁶.

De la EPH se destacan las siguientes variables y su relación con el tema central del presente trabajo:

- P21: monto de ingresos de la ocupación principal.
- PP04B_COD: código CAES asociado (Actividad a la que se dedica el negocio/empresa/institución donde trabaja).

De este modo, al tener estas variables, se logra una conexión entre el tipo de actividad que el individuo realiza y los ingresos que percibe a nivel individual.

(ii) Base TARIFAR

Esta base contiene datos relativos a la política comercial vigente para cada mercadería (es decir, productos, no servicios) en un momento determinado, desglosando esa información a once dígitos y una letra (esto incluye los seis dígitos del SA, dos adicionales del Mercosur y los tres restantes y la letra al Sistema Malvina de aduanas nacionales). Se dispone de información trimestral relativa al periodo 2005-2011, o sea 28 bases separadas que, por cuestiones de simplicidad expositiva, se mencionará como “base Tarifar” (salvo aclaración en contrario). Dado que, como se explicara con anterioridad, el Indec no publicó la EPH del tercer trimestre de 2007, se utilizaron 27 de las 28 bases separadas en la base Tarifar.

⁵ <https://www.boletinoficial.gob.ar/detalleAviso/primera/64019/20120110>

⁶ La información correspondiente al tercer trimestre 2007 no está disponible ya que los aglomerados Mar del Plata-Batán, Bahía Blanca-Cerri y Gran La Plata no fueron relevados por causas de orden administrativo, mientras que los datos correspondientes al Aglomerado Gran Buenos Aires no fueron relevados por paro del personal de la EPH (véase <https://www.indec.gob.ar/bases-de-datos.asp>).

Para cada mercadería observada se trabaja con las siguientes medidas tarifarias:

- Arancel Externo Común del Mercosur vigente, expresado en porcentaje *ad valorem*.
- Derecho de Importación Extrazona vigente para terceros países, expresado en porcentaje *ad valorem*.
- Derecho de Exportación vigente aplicable a intra y extrazona, expresado en porcentaje *ad valorem*.
- Reintegro vigente aplicable a las exportaciones intra y extrazona, expresado en porcentaje *ad valorem*.

Resumen de los pasos seguidos

A continuación, se enumeran los pasos seguidos para armonizar la base de comercio con la base de salarios una vez transformada la base Tarifar a seis dígitos:

1. Utilizando las tablas de correspondencia de Naciones Unidas, se genera un empalme de SA a CIU 3.0 directo.
2. Mediante la TCD, se genera un empalme directo de CIU 3.0 a CAES 2000.
3. Se calcula la media, la mediana y la varianza de cada una de las medidas tarifarias de todos los productos correspondientes a cada una de las actividades de los códigos CAES. Se trabaja siempre con el mayor valor de las tarifas a las importaciones y de las tarifas a las importaciones.
4. Los datos obtenidos en el paso 3 se empalman con cada trimestre de la EPH Individual tomando como columna para la correspondencia el Código de Ocupación del Individuo detallado en CAES 2000. A este Código se le agregan sus correspondientes medidas de política comercial previamente detalladas durante el periodo en cuestión. En caso de que el Código de Ocupación del Individuo detallado en CAES 2000 no tenga correspondencia con uno de los códigos CAES 2000 de la base Tarifar, la celda quedará vacía. También quedan sin política comercial asociada aquellos individuos para los cuales la EPH no reporta código ocupacional. Al finalizar el ejercicio de correspondencia, quedan 50 ramas de la actividad en CAES 2000 con política comercial asociada a lo largo de los 27 trimestres (luego se procede a descartar cuatro de las mismas como se explicará oportunamente).

IV – B – Estimaciones:

La base construida de salarios, características del trabajador y aranceles nos permite estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) ecuaciones de Mincer con covariables adicionales, siguiendo la siguiente especificación:

$$\ln(W/P)_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Exp_potencial}_i + \alpha_2 \text{Exp_potencial}_i^2 + \alpha_3 \text{Semi_skilled}_i + \alpha_4 \text{Skilled}_i + \alpha_5 \text{Sexo}_i + \alpha_6 \text{Formal}_i + \alpha_7 \text{Marital}_i + \beta X + f_j + f_t + u_{i,j,t} \quad (4.b.1)$$

Donde se regresa al logaritmo natural del salario real del individuo i que trabaja en la rama de la actividad j durante el periodo t en la experiencia potencial, la experiencia potencial al cuadrado, una variable *dummy* como indicadora del nivel de calificación del trabajador (máximo grado académico obtenido) dejando como omitidos a los no calificados, tres variables *dummy* relacionadas con las características personales del individuo (sexo, formalidad del empleo y estado marital), un conjunto de variables *dummy* por industria a dos dígitos del CAES Mercosur 2000, f_j y un conjunto de variables *dummy* por encuesta (periodo de tiempo / trimestre) f_t . El interés del presente trabajo es estudiar la significatividad estadística y el signo del coeficiente β , siendo X cualquiera de las medidas de política comercial mencionadas anteriormente. Vale aclarar que para las variables típicas de una ecuación de Mincer, se obtuvieron coeficientes estadísticamente significativos y de signo acorde a lo predicho por la teoría económica.

Respecto a los resultados de la estimación de los coeficientes típicos de una ecuación de Mincer⁷:

- Tanto la experiencia potencial como su término cuadrático son del signo esperado y de importante significatividad estadística. Esto da una idea de que el salario es creciente en la edad del individuo pero que encuentra un máximo. Es una función cóncava coherente con la literatura previa (Gorodnichenko y Peter, 2005).
- Notando que la variable dicotómica omitida es la indicadora de los individuos sin formación escolar, los signos y la significatividad estadística para los coeficientes asociados a las variables *dummy* por nivel de formación son los esperados (positivos y significativos).
- En promedio, los hombres ganan un 52% más que las mujeres.
- En promedio, los trabajadores formales ganan un 62,5% más que los informales.
- En promedio, los individuos casados ganan aproximadamente un 8% más que los solteros.

Como se explicó con anterioridad, para realizar el empalme de datos se tomaron la media y la mediana de las tarifas a la importación de todos los productos ligados a cada código ocupacional por separado para cada año trimestre de estudio. En el caso en que la distribución de estas tarifas sea simétrica, la media y la mediana mencionadas coinciden, en caso de que no sea simétrica, la mediana resulta más representativa de la distribución. Es por esto que se elige la mediana como la variable de interés. Mostraremos además que la utilización de esta medida agregada de protección puede producir serios problemas de sesgos en las estimaciones y cómo los mismo pueden ser atenuados mediante la inclusión de información de toda la distribución de la variable exógena de interés y no sólo un estadístico puntual de la misma.

⁷ Remitimos al lector a Espert (2020), para un detalle paso a paso de estas estimaciones y su interpretación. <https://ucema.edu.ar/sites/default/files/2020/Espert.pdf>. En el link también se encuentra un detalle de la construcción de las demás variables de control incorporadas en las regresiones.

De la Tabla 4.1⁸, se desprende que, para un arancel igual a uno, se tiene que un cambio de un punto porcentual en los aranceles genera una caída de los salarios reales del 4,57%. Para el caso de una tarifa a las exportaciones igual a uno, un incremento de una unidad en estas genera una caída de los salarios reales del 0,2% en promedio (*ceteris paribus*).

Lo que significa que dentro de un contexto donde los salarios reales de los sectores con aranceles a la importación (medianos) mayores a 0 son menores que los salarios reales (de individuos de iguales características observables) de los sectores con aranceles a la importación iguales 0 (relación negativa entre salarios y aranceles), si se toman condiciones de primer orden en la ecuación de salarios estimada, se observa que la relación entre los salarios reales y los aranceles a la importación tiene un primer tramo negativo y decreciente (los salarios reales caen, pero cada vez menos a medida que sube el arancel a la importación), encuentra un mínimo en un nivel de arancel a la importación mediano de $T = 26.297\%$ y finalmente, para aranceles superiores a $T = 26.297\%$, hay un segundo tramo positivo y creciente (los salarios reales suben y cada vez más a medida que sube el arancel a la importación). Por ejemplo, un individuo que trabaja en un sector donde la mediana de los aranceles a la importación es 26% tiene un salario real en promedio 61% menor respecto a un individuo de iguales características observables que trabaja en un sector sin aranceles, o sea, 0%.

Queda claro entonces, que la relación entre aranceles a la importación y salarios no es lineal, un aumento de un punto porcentual en la mediana de los aranceles a la importación de productos con el mismo código de actividad no tiene el mismo efecto según el nivel de la mediana desde el que “inicia” este incremento. Así, dada la convexidad de la función sabemos que existe un nivel crítico de aranceles a partir del cual la relación comenzará a ser positiva. Esto implica que, si bien los salarios de los trabajadores en sectores con aranceles a la importación siguen siendo menores que los salarios de los trabajadores en sectores sin aranceles a la importación, esa diferencia comienza a achicarse desde el punto crítico. Esto significa que, en el margen, los salarios reales ya comenzaron a crecer.

⁸ Notar que en la especificación utilizada, se incorpora la Tarifa Mediana a la Importación al cuadrado. Remitimos al lector a Espert (2020), para un detalle paso a paso de por qué se utiliza esta especificación. <https://ucema.edu.ar/sites/default/files/2020/Espert.pdf>.

4.1. Coeficientes estimados.

VARIABLES	Variable dependiente: Log (Salario real)
Experiencia potencial	0.0328*** (0.00168)
Experiencia potencial (al cuadrado)	-0.000499*** (2.56e-05)
Nivel educativo medio	0.361*** (0.0246)
Nivel educativo alto	0.919*** (0.0466)
Sexo (1 si es hombre)	0.523*** (0.0423)
Situación laboral (1 si es empleado formal)	0.625*** (0.0422)
Estado marital (1 si es casado)	0.0786*** (0.0171)
Tarifa de Importación Mediana del Sector	-0.0466* (0.0266)
Tarifa de Importación Mediana del Sector (al cuadrado)	0.000886* (0.000496)
Tarifa de Exportación Mediana del Sector	-0.00232* (0.00134)
Constante	5.638*** (0.189)
Observaciones	33.378
R cuadrado	0.422

Errores estándar clusterizados entre paréntesis.*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Estimaciones propias en base a EPH y Tarifas.

V – Robustez:

Con el objeto de analizar si la relación encontrada es robusta y, estudiar el posible efecto que tiene en los resultados la estrategia de identificación elegida, se analizó tanto formalmente como mediante un conjunto de simulaciones computacionales los efectos de utilizar la media o la mediana de una variable exógena como estadístico descriptivo de toda una distribución en regresiones por MCO.

Para el problema de tener las variables dependientes y/o independientes con dos escalas o dimensiones diferentes, parte de la literatura propone tomar medidas agregadas para luego realizar estimaciones de MCO sobre los datos transformados. En nuestro caso consistió en regresar salarios a nivel sectorial contra la media o mediana de los aranceles a la importación por sector. Va de suyo que, la varianza de un conjunto de medias de una variable aleatoria será menor que la varianza de la misma.

Trivialmente, al utilizar medias (no aleatorias) de una variable en lugar de incorporar a la misma en las estimaciones (consecuencia de la disponibilidad de datos), la varianza del coeficiente de interés será mayor. Ahora bien, se puede obtener una solución cerrada para la diferencia de varianzas entre el coeficiente de interés “ideal” y el “factible”:

V – A – Análisis formal:

(i) Supuestos y aclaraciones

1. Se resuelve para el caso de una sola variable explicativa (x), o sea, el caso univariado.

2. Se supone un único periodo de tiempo.

3. Todos los sectores tienen la misma cantidad P de productos denotados como $j_1 \dots j_P$. Se supone también que existen K sectores denotados como $S_1 \dots S_K$. Por lo tanto, existen K sectores con P productos cada uno (lo que implica que en total existen $P \times K$ productos).

4. Los aranceles a la importación de todos los productos provienen de la misma población. Esto implica que, tomando una muestra aleatoria de productos, la esperanza matemática del promedio de los aranceles de los productos observados será la media poblacional. Esta población tiene media \bar{T} y varianza σ_t^2 .

5. Suponemos que en todo sector S_s hay una cantidad fija n de individuos (invariante entre sectores). Así, esta muestra para el estimador factible sería en principio de tamaño $n \times K$. Se efectúa el supuesto adicional de que el número de productos por sector es el mismo que el número de individuos por sector, o sea, $n = P$.

6. Para el caso del modelo ideal (inobservable), existe la posibilidad de que más de un individuo trabaje produciendo el mismo producto (y que, incluso produciendo el mismo producto, cobren diferentes salarios). Se denota con m a la cantidad de individuos que trabajan produciendo el mismo producto. Luego se supone que esta cantidad m es igual para cada producto (m no varía entre productos) y a su vez $m = 1$, o sea que hay un solo individuo (o salario) por producto. Este punto (6) implica que la muestra inobservable del modelo ideal es de tamaño $1 \cdot P \times K$, un individuo por producto con P productos por sector en K sectores diferentes.

Con $m = 1$ se puede realizar una correspondencia 1 a 1 entre individuos y productos (por el supuesto 5). En efecto, diremos que a cada sector S_s le asignamos dos conjuntos de índices, tales como:

$$I_{S_s}^{individuo} = i_1^s, \dots, i_n^s$$

para el caso de los individuos; y:

$$I_{S_s}^{producto} = j_1^s, \dots, j_P^s$$

para el caso de los productos. En donde los índices se suponen ordenados de forma tal que el individuo i_h^s produce el producto j_h^s .

7. Se resuelve sin incorporar variables *dummy* por industria.

Trabajando el caso univariado, el modelo ideal inobservable es el siguiente.

Fijado un sector s y un h donde $1 \leq h \leq P = n$, se toma $i = i_h^s \in I_{S_s}^{individuos}$, $j = j_h^s \in I_{S_s}^{productos}$. Entonces:

$$W_{i,j} = \alpha + \beta T_j + u_i \quad (5.a.1)$$

$$W_{i \in I_{S_s}^{individuos}, j \in I_{S_s}^{productos}} = \alpha + \beta T_j + u_i \quad (5.a.2)$$

$$W_{i_h^s, j_h^s} = \alpha + \beta T_{j_h^s} + u_i \quad (5.a.3)$$

Donde se estima por MCO el salario del individuo i que trabaja produciendo el producto j en el sector S_s en el arancel T_j correspondiente a dicho producto. Vale notar que se agrega un vector de dimensión $n \cdot 1$ para incluir una constante en la regresión. Se sabe que, de cumplirse los supuestos clásicos, β será estimado consistentemente por MCO.

Al no disponer de datos de salarios a nivel producto, se estima un modelo en el que se calculan los salarios de los n individuos observados por sector contra la media de los aranceles a la importación por sector (modelo factible)⁹, es decir que, dado $I_{S_s}^{individuos}$,

$$W_{i,j} = \alpha + \beta \overline{T_{S_s}} + u_i \quad (5.a.4)$$

Donde $\overline{T_{S_s}}$ es la media de los aranceles a la importación en el sector S_s . Típicamente, la media de los aranceles de un sector determinado no necesariamente coincide con la media de los aranceles en la población.

(ii) Varianza de las regresoras (desigualdad)

Ahora se evaluará la diferencia entre la varianza de la variable explicativa en el modelo factible (la media de los aranceles a la importación por sector) y la variable explicativa en el modelo ideal (los aranceles a la importación por producto).

Modelo factible

$$\begin{aligned} & VAR(\text{Medias de los aranceles a la importación por sector}) \\ &= \frac{1}{n \cdot K} \sum_{s=1}^K \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{P} \sum_{j=1}^P T_{j \in I_{S_s}^{productos}} \right) - \overline{T} \right]^2 \end{aligned} \quad (5.a.5)$$

⁹ Si bien las estimaciones econométricas incorporan la mediana como la principal variable independiente, en el presente desarrollo se utiliza, por su facilidad, la media de los aranceles a la importación. Vale aclarar que, en la base de datos empleada para las estimaciones econométricas, la correlación entre medias y medianas de los aranceles por sector es de 0.95.

Modelo ideal

$$VAR(aranceles a la importación) = \frac{1}{1.P.K} \sum_{r=1}^{1.P.K} [T_r - \bar{T}]^2 \quad (5.a.6)$$

Para poder comparar la varianza de las medias de los aranceles a la importación por sector con la varianza poblacional de los aranceles a la importación, se necesita la misma cantidad de elementos en el modelo factible que en el modelo ideal. Los dos supuestos críticos de los siete anteriores son:

1. Se observa que $n = P$ individuos por sector.
2. $m = 1$, dado que cualquier individuo que trabaje en un producto perteneciente a algún sector S_s , en caso de ser observado, ya se encontraría dentro de los n individuos muestrados para los que se tiene información sobre el sector económico en el que trabajan pero no específicamente sobre qué producto producen.

Utilizando (5.a.5) y (5.a.6) modificadas en función de los supuestos realizados, se puede probar el cumplimiento de la siguiente desigualdad (el subíndice r del lado derecho indica que se trata del modelo ideal y así se diferencia de la variable o medida respecto del modelo factible)¹⁰:

$$\frac{1}{n \times K} \sum_{s=1}^K \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n T_{j \in I_{S_s}^{productos}} \right) - \bar{T} \right]^2 \leq \frac{1}{n.K} \sum_{r=1}^{K \times n} [T_r - \bar{T}]^2 \quad (5.a.7)$$

(iii) Varianza de las regresoras (diferencia)

Probada la desigualdad anterior, ahora se buscará una expresión cerrada para la diferencia absoluta entre las dos varianzas.

Usando que:

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n T_{j \in S_s} = \bar{T} = \overline{T_{S_s}}$$

se tiene que:

$$VAR(\text{Medias de los aranceles por sector}) - VAR(\text{aranceles}) \leq 0$$

$$\frac{1}{K.n} \sum_{s=1}^K \sum_{j=1}^n (\overline{T_{S_s}} - \bar{T})^2 - \frac{1}{K.n} \sum_{r=1}^{K.n} [(T_r) - \bar{T}]^2 \leq 0 \quad (5.a.8)$$

$$\frac{1}{K.n} \left[\sum_{s=1}^K \sum_{j=1}^n (\overline{T_{S_s}} - \bar{T})^2 - \sum_{r=1}^{K.n} [(T_r) - \bar{T}]^2 \right] \leq 0 \quad (5.a.9)$$

$$\frac{n}{K.n} \left[\sum_{s=1}^K (-\text{Varianza de los aranceles del sector } s) \right] \leq 0 \quad (5.a.10)^{11}$$

¹⁰ Para un detalle paso a paso de la derivación, ver Espert (2020). <https://ucema.edu.ar/sites/default/files/2020/Espert.pdf>

Es decir que la diferencia entre la varianza de la variable incluida en las regresiones de este análisis (media de los aranceles por sector) y la varianza de la variable ideal de la cual no se tiene información, condicional en los dos supuestos de $m = 1$ (hay un solo individuo o salario por producto) y $n = P$ (el número de productos por sector es el mismo que el número de individuos por sector), será igual al promedio aritmético de las varianzas de los aranceles a la importación de los K sectores económicos incluidos en las estimaciones. O, lo que es lo mismo, la subestimación de la verdadera varianza de los aranceles a la importación por producto que se cometen (por trabajar con el modelo factible en medias en vez del modelo ideal con las variables originales) será de una magnitud igual a la media de las varianzas de los aranceles por sector del modelo factible.

V – B – Simulaciones y ejercicio de robustez:

Sobre la base completa de aranceles a la importación poblacionales (Tarifar), para cada producto se simuló un salario asumiendo la siguiente ecuación lineal en parámetros como el verdadero proceso generador de salarios:

$$w_{jt} = \alpha + \beta T_{j,t} + \gamma \text{Tiempo} + u_{j,t} \quad (5.b.1)$$

Donde w_{jt} es el salario que se paga por producir el producto j en el momento t ; $T_{j,t}$ es el arancel a la importación asociado al producto j en el momento t ; Tiempo es un conjunto de variables *dummy* por trimestre, y $u_{j,t} \sim N(0,36)$. Si la variable Tiempo es ortogonal a $T_{j,t}$, por el teorema de Frisch-Waugh-Lovell (Trevor, Tibshirani, Friedman y Jerome, 2017), el estimador MCO de β es consistente siendo estimado de forma univariada.

Al disponer de salarios “a nivel producto” (simulados), se dieron las condiciones para comparar los coeficientes estimados cuando se regresaron salarios “por producto” en sus respectivos aranceles a la importación con los coeficientes estimados al regresar salarios “por sector” en la media/mediana de sus respectivos aranceles.

La estrategia consistió en comenzar con un verdadero valor para los parámetros (intercepto y pendiente) positivos y variarlos siguiendo diferentes criterios, para luego estimar el modelo ideal y el modelo factible, pero sobre los datos simulados.

El propósito fue conocer si, dado que el coeficiente estimado en la parte III del presente, fue de signo negativo y estadísticamente significativo, existe alguna forma funcional (por ejemplo, modificando el intercepto o la pendiente para determinados sectores) que lleve a estimar ese coeficiente con signo negativo cuando el verdadero valor del parámetro es estrictamente positivo.

Para esto, partiendo de valores positivos de los parámetros, se los fue bajando gradualmente para determinados sectores hasta 0 (y acercarse así lo más posible a valores negativos) de forma de

¹¹ Para un detalle paso a paso de la derivación, ver Espert (2020). <https://ucema.edu.ar/sites/default/files/2020/Espert.pdf>

determinar si existía algún caso para el cual, como se dijo, siendo el verdadero valor del parámetro positivo, el coeficiente estimado sea negativo.

Respetando la estructura de la ecuación (5.b.1) se modificaron los verdaderos valores de los parámetros (α y β), de forma tal de crear nueve salarios diferentes para cada producto. El ejercicio se repitió un total de cien veces.

El modelo base (valores de los parámetros) a partir del cual se calculan los salarios se asumió de la siguiente forma:

$$w_{j,t} = 10 + 6 T_{j,t} + 1.02 \text{Tiempo} + u$$

con

$$\alpha = 10, \beta = 6, \gamma = 1.02 \text{ y } u \sim N(0,36).$$

Como se detalla en el apéndice, en aquellos casos en los que existe heterogeneidad en cómo el nivel de aranceles afecta a los salarios reales y esa heterogeneidad depende de la varianza de los aranceles a la importación por industria (en particular, cuando la pendiente es menor en sectores de alta varianza arancelaria), la incorporación de variables *dummy* por industria en conjunto con la utilización de la media o mediana de los aranceles por industria, puede llevar a estimar un signo para la pendiente contrario al verdadero. A su vez, en el apéndice se muestra cómo es factible recuperar el verdadero signo del coeficiente si se controlan por características de la distribución de la variable exógena.

Entonces, para analizar la robustez del signo negativo encontrado para la relación entre salarios reales y aranceles a la importación en de la Tabla 4.1, se repitió la estimación incorporando la varianza o una *dummy* indicadora del nivel de varianza (alto, medio o bajo) al que pertenece el sector como controles adicionales.

El objetivo de este análisis fue comprobar que el signo en cuestión no cambiara al incorporar estos controles y además descartar el tipo de heterogeneidad que potencialmente podía hacer estimar un signo contrario al verdadero. La próxima tabla muestra los resultados de estas estimaciones.

Tabla 5.1 Resultados de incorporar características de la distribución de la variable exógena..

VARIABLES	Variable dependiente: Log(Salario real)	
Tarifa de Importación Mediana del Sector	-0.0606**	-0.0623**
	-0.0249	-0.0294
Tarifa de Importación Mediana del Sector (al cuadrado)	0.00125**	0.00136**
	-0.0005	-0.000581
Tarifa de Exportación Mediana del Sector	-0.00313**	-0.00129
	-0.00137	-0.00168
Varianza de las tarifas a las importaciones del sector		-0.00629*
		-0.00311
Varianza de las tarifas a las exportaciones del sector		-0.000122**
		-5.69E-05
Dummy relativa al nivel varianza sectorial de las tarifas medio	-0.175***	
	-0.0564	
Dummy relativa al nivel varianza sectorial de las tarifas alto	-0.132	
	-0.0805	
Observaciones	33,378	33,378
R cuadrado	0.424	0.423

Notas: 1) Errores estándar entre paréntesis; 2) *, **, *** señalan coeficientes estadísticamente significativos al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Vale destacar que:

- El coeficiente asociado a las retenciones a las exportaciones pierde significatividad;
- Las varianzas de los aranceles a la importación y de las retenciones a las exportaciones son de signo negativo y significativas estadísticamente;
- La *dummy* para un nivel de varianza medio es de signo negativo y estadísticamente significativa;
- Los coeficientes estimados de los aranceles a la importación (lineal y cuadrático) se tornan más robustos (más significativos estadísticamente) al controlar por su variabilidad;
- Una mayor variabilidad de aranceles a la importación o retenciones a la exportación se correlaciona negativamente con el nivel de salario real relativo del sector económico al que pertenecen.

Como se puede observar, después de controlar por variables *dummy* indicadoras del nivel de varianza, el coeficiente β aumenta en valor absoluto. Además, el coeficiente asociado a los aranceles

a la importación gana significatividad estadística cuando se incorpora al modelo información relativa a la distribución de los aranceles sectoriales (ya sea incorporando directamente la variable en cuestión o a través de variables *dummy* indicadoras del nivel de varianza intrasectorial).

El principal punto para resaltar es que, cuando se utiliza como regresora la mediana de la variable explicativa, resulta de suma importancia controlar por aspectos relativos a su distribución, ya sea incorporando directamente el segundo momento o variables *dummy* que indiquen su magnitud. Se trata de indicadores que aportan al modelo la información que se deja de lado al agregar datos en su media o mediana y que pueden ser relevantes en el verdadero proceso generador de la variable dependiente utilizada en este trabajo.

VI – Conclusiones:

Según el “Marco Conceptual” presentado en este trabajo, una relación negativa entre los salarios reales y el arancel a la importación (como se verifica empíricamente), puede darse si hay una relación negativa entre la habilidad del trabajador (inobservable) y el arancel a la importación.

A su vez, una relación negativa entre la habilidad del trabajador y el arancel a la importación es compatible tanto con una relación negativa como con una relación positiva entre la habilidad del trabajador y la del empresario (inobservable). Pero solo este último (relación positiva entre las habilidades del trabajador y del empresario) se trataría de un caso de *selección* como el que señalan Ohyama *et al.* (2004). O sea, empresarios de mucha habilidad tienden a emplear a trabajadores de mucha habilidad y viceversa, empresarios de poca habilidad tienden a emplear a trabajadores de poca habilidad.

Si se asume que el empresario mira más el arancel a la importación que el trabajador (básicamente mira su salario), ¿qué papel cumple, en un contexto de *selección* y en el marco de un modelo competitivo, el arancel a la importación? El de ordenador (*sorting*) entre la habilidad del empresario y la del trabajador. En general, altos aranceles a la importación estarán asociados con trabajadores y empresarios de poca habilidad y, a la inversa, bajos aranceles a la importación estarán asociados con trabajadores y empresarios de mucha habilidad.

El análisis empírico da cuenta de una relación negativa convexa entre aranceles y salarios, mientras que, por su parte; el análisis de robustez respecto a la relación negativa no monótona encontrada empíricamente muestra que, si existe heterogeneidad en cómo el nivel de aranceles afecta a los salarios reales y esa heterogeneidad depende de la varianza de los aranceles a la importación por industria (en particular, cuando la pendiente es menor en sectores de alta varianza arancelaria), la incorporación de variables *dummy* por industria en conjunto con la utilización de la media o mediana de los aranceles por industria como regresoras, puede llevar a estimar un signo para el coeficiente contrario al verdadero.

Finalmente, mediante la incorporación de variables *dummy* por nivel de varianza intrasectorial de los aranceles, se comprobó que es factible recuperar el signo correcto del coeficiente. Se resalta entonces que, al estimar nuevamente el modelo, pero controlando por características relativas a la distribución de la variable exógena de interés, los resultados dan cuenta de que este tipo de problema de heterogeneidad no parece encontrarse presente en las estimaciones econométricas de este trabajo, y se aporta evidencia robusta en línea con la existencia de una relación negativa no monótona entre aranceles a la importación y salarios reales para Argentina en el período estudiado. Hasta donde el autor conoce, no existe antecedente alguno en el que para este tipo de estrategia empírica, se incorpore información relativa a la distribución como forma de controlar por posibles sesgos inducidos por la agregación de datos. Finalmente, queda abierta una línea de investigación futura respecto a la utilización de momentos de orden superior de la variable exógena como forma de controlar por características de la distribución de la misma.

Referencias bibliográficas

Administración Federal de Ingresos Públicos, Biblioteca Electrónica [URL: <http://biblioteca.afip.gob.ar/search/query/index.aspx>].

Attanasio, O., P. Goldberg y N. Pavcnik (2004). "Trade Reforms and Wage Inequality in Colombia". *Journal of Development Economics*, 74, 331-367.

Bayer, H., P. Rojas y R. Vergara (1999). "Trade Liberalization and Wage Inequality". *Journal of Development Economics*, 59, 103-23.

Bustos, P. (2011). "The Impact of Trade Liberalization on Skill Upgrading. Evidence from Argentina".

Chiang, Alpha (2006). *Métodos fundamentales de Economía matemática*, McGraw-Hill Interamericana de España, 2006, pp. 194-204.

Chow, G. (1960). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 591-605.

Espert, E. (2020). "Política comercial y salarios reales: una aproximación empírica al caso argentino". Disponible en <https://ucema.edu.ar/sites/default/files/2020/Espert.pdf>.

Feliciano, Z. (2001). "Workers and Trade Liberalization: The Impact of Trade Reforms in Mexico on Wages and Employment". *Industrial and Labor Relations Review*, 55 (1), 95-115.

Galiani, S. y G. Porto (2010). "Trends in Tariff Reforms and in the Structure of Wages". *The Review of Economics and Statistics*, 92 (3), 482-94.

Galiani, S. y P. Sanguinetti (2003). "The Impact of Trade Liberalization on Wage Inequality: Evidence from Argentina". *Journal of Development Economics*, 72, 497-513.

Gaston, N. y D. Trefler (1994). "Trade and Wages: Evidence from U.S. Manufacturing". *Industrial and Labor Relations Review*, 47 (4), 574-93.

Goldberg, P. y N. Pavcnik (2005). "Trade, Wages, and the Political Economy of Trade Protection: Evidence from the Colombian Trade Reforms". *Journal of International Economics*, 66, 75-105.

Gorodnichenko, Y. y K. Peter (2005). "Returning to Schooling in Russia and Ukraine: A Semiparametric Approach to Cross-Country Comparative Analysis". *Journal of Comparative Economics*, 3 (2), 324-350.

Grossman, G. (2013). “Heterogeneous Workers and International Trade”. *Review of World Economics*, 149 (2), 211-45.

Hanson, G. y A. Harrison (1999). “Trade Liberalization and Wage Inequality in Mexico”. *Industrial and Labor Relations Review*, 52 (2), 271-88.

Haskel, J. y S. Szymanski (1993). “Privatization, Liberalization, Wages and Employment: Theory and Evidence from the UK”. *Economica*, 60 (238), 161-81.

Instituto Nacional de Estadística y Censos. “CAES 1.0: Clasificación de actividades económicas para encuestas sociodemográficas del Mercosur. CAES-Mercosur”. Buenos Aires [URL: https://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/menusuperior/eph/caes_mercosur_1.0.pdf].

Instituto Nacional de Estadística y Censos. “CAES 2000: Clasificador de actividades económicas para encuestas sociodemográficas del Mercosur”.

Instituto Nacional de Estadística y Censos. “CAES 2000: Clasificador de Actividades Económicas para Encuestas Sociodemográfica del Mercosur”. Buenos Aires [URL: https://www.santafe.gov.ar/index.php/web/content/download/91353/438381/file/IEPHcontinua_CAES_Mercosur_09.pdf].

Instituto Nacional de Estadística y Censos. “Encuesta Permanente de Hogares”. Buenos Aires [URL: <https://www.indec.gov.ar/bases-de-datos.asp>].

Kee, H., A. Nicita y M. Olarreaga (2006). “Estimating Trade Restrictiveness Indices”. *World Bank Policy Research*, Documento de Trabajo No. 3840.

Krueger, A. y L. Summers (1988). “Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure”. *Econometrica*, 56 (2), 259-93.

Krugman, P. y M. Obstfeld (1994). *Economía internacional: teoría y política*. McGraw-Hill, Madrid.

Kumar, U. y P. Mishra (2008). “Trade Liberalization and Wage Inequality: Evidence from India”. *Review of Development Economics*, 12 (2), 291-311.

Mincer, J. (1958). “Investment in Human Capital and Personal Income Distribution”. *Journal of Political Economy*, 66, 281–302.

Ohyama, A., S. Braguinsky y K. Murphy (2004). “Entrepreneurial Ability and Market Selection in an Infant Industry: Evidence from the Japanese Cotton Spinning Industry”. *Review of Economic Dynamics*, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, vol. 7(2), 354-381.

Organización de las Naciones Unidas (1990). “Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las actividades económicas 3.0”. Nueva York [URL: <https://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=2&Lg=3>].

Organización de las Naciones Unidas (1990). “Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las actividades económicas 3.1”. Nueva York [URL: https://unstats.un.org/unsd/publication/seriesm/seriesm_4rev3_1s.pdf].

Organización de las Naciones Unidas (1999). “Clasificación industrial uniforme de todas las actividades económicas, tercera edición. (CIIU 3.0)”. Informes Estadísticos, M (4).

Organización de las Naciones Unidas (2009). “International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC), Rev. 4”. Nueva York [URL: https://unstats.un.org/unsd/publication/SeriesM/seriesm_4rev4s.pdf].

Organización de las Naciones Unidas. “Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las actividades económicas. Rev. 4”. Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, Informes Estadísticos [URL: https://unstats.un.org/unsd/publication/seriesm/seriesm_4rev4s.pdf].

Proyecto de Cooperación CE-Mercosur en materia estadística II (2009). “Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Sociodemográficas: CAES Mercosur 1.0”. Grupo de Trabajo Clasificaciones y Nomenclaturas - GT 7 [URL: http://www.mercosur.int/innovaportal/file/3642/1/gt7_caes.pdf].

Revenge, A. (1997). “Employment and Wage Effects of Trade Liberalization: The Case of Mexican Manufacturing”. *Journal of Labor Economics*, 15 (S3), S20-S43.

Rodríguez, C. (1981). “Política comercial y salarios reales”. Documento de Trabajo No. 24, Universidad del CEMA.

Trahan, Donald (1969). “The Mixed Partial Derivatives and the Double Derivative”. *American Mathematical Monthly*, 76, No. 1 (enero), 76-77.

World Integrated Trade Solutions Product Concordance [URL: https://wits.worldbank.org/product_concordance.html].

World Trade Organization. “Compromisos específicos de los miembros” [URL: https://www.wto.org/spanish/tratop_s/schedules_s/goods_schedules_s.htm].

World Trade Organization. “Joint Statement on Argentina’s Import Restricting Policies and Practices” [URL: <https://ustr.gov/about-us/policy-offices/press-office/press-releases/2012/march/joint-statement-argentin-as-import-restricting-polic-i>].

World Trade Organization. “Non-Tariff Barriers: Red Tape, etc.” [URL: https://www.wto.org/english/thewto_e/whatis_e/tif_e/agrm9_e.htm].

Apéndice 1 – Desarrollo del Marco Conceptual:

Volveremos a plantear el problema de maximización del empresario y detallaremos paso a paso cómo llegar a una solución cerrada para las variables de interés.

Se plantea una maximización de beneficios económicos (π) bajo supuestos competitivos para la producción de un bien transable internacionalmente, $f(x)$, donde el empresario elige el arancel a la importación (T) y la habilidad del trabajador (x).

Los ingresos totales vienen dados por la producción del bien ajustada por la habilidad del empresario (A) valuada al precio $P(1+T)$ donde $P = 1$.

Los costos totales vienen dados por los costos operativos $w(x)$ más los costos de transacción para conseguir un determinado arancel de importación $c(T)$.

Los beneficios operativos $[(1 + T)Af(x) - w(x)]$ se ajustan según $[(1 - c(T))]$ que representa la parte de los primeros que quedan para el empresario.

Función de beneficios:

$$\max_{\{T,x\}} \pi = [(1 + T)Af(x) - w(x)][(1 - c(T))] \quad (\text{A.1.1})$$

Donde:

T : tarifa, arancel a la importación

A : habilidad del empresario

x : habilidad del trabajador

$f(x)$: función de producción del bien transable | En adelante se expresa: f

$w(x)$: función de salarios | En adelante se expresa: w

$c(T)$: función de costos de transacción / lobby | En adelante se expresa: c

VARIABLES DE CONTROL: T, x

Parámetro: A

Funciones: f, w, c

Se realizan los siguientes supuestos acerca de las funciones:

$$\begin{aligned} f(0) &= 0 ; w(0) = 0 ; c(0) = 0 \\ f_x &> 0 ; f_{xx} < 0 \\ w_x &> 0 ; w_{xx} = 0 \\ c_T &> 0 ; c_{TT} > 0 \end{aligned} \quad (\text{A.1.2})$$

Y se hacen tres supuestos adicionales:

$$[(1 + T)Af - w] > 0 ; |H^*| > 0 ; (1 - c) \in (0,1) \quad (\text{A.1.3})$$

Donde $|H^*|$ es el determinante del hessiano. Los supuestos antes mencionados son útiles matemáticamente para que el punto crítico sea un máximo.

A. Derivadas primeras. Condiciones de Primer Orden (CPO)

$$\pi_T = Af(1 - c) - [(1 + T)Af - w]c_T = 0 \quad (\text{A.1.4})$$

$$Af[(1 - c) - (1 + T)c_T] = -wc_T \quad (\text{A.1.5})$$

$$f[(1 - c) - (1 + T)c_T] = -\frac{wc_T}{A} \quad (\text{A.1.6})$$

$$\pi_x = [(1 + T)Af_x - w_x](1 - c) = 0 \quad (\text{A.1.7})$$

B. Derivadas segundas. Condiciones de Segundo Orden (CSO)

$$\pi_{TT} = -Afc_T - Af c_T - [(1 + T)Af - w]c_{TT} \quad (\text{A.1.8})$$

$$\pi_{TT} = -\{2Afc_T + [(1 + T)Af - w]c_{TT}\} \quad (\text{A.1.9})$$

$$\pi_{xx} = [(1 + T)Af_{xx}](1 - c) \quad (\text{A.1.10})$$

$$\pi_{Tx} = (1 - c)Af_x - [(1 + T)Af_x - w_x]c_T \quad (\text{A.1.11})$$

Por el teorema de Schwarz¹², las derivadas parciales cruzadas $\pi_{Tx} = \pi_{xT}$

$$\pi_{xT} = (1 - c)Af_x - [(1 + T)Af_x - w_x]c_T \quad (\text{A.1.12})$$

Más adelante, van a ser útiles las siguientes derivadas:

$$\pi_{xA} = (1 + T)f_x(1 - c) \quad (\text{A.1.13})$$

$$\pi_{TA} = f(1 - c) - (1 + T)fc_T \quad (\text{A.1.14})$$

$$\pi_{TA} = f[(1 - c) - (1 + T)c_T] \quad (\text{A.1.15})$$

¹² En cálculo diferencial, el teorema establece que si las derivadas parciales cruzadas existen y son continuas, entonces son iguales. Para una demostración, véase Trahan (1969).

C. Determinación de los signos de las derivadas segundas

Se repite la ecuación (A.1.9) y se renumera:

$$\pi_{TT} = - \left\{ \underbrace{2Af c_T}_{(+)} + \underbrace{[(1+T)Af - w]}_{(+)\text{ por (A.1.4)}} \underbrace{c_{TT}}_{(+)} \right\} \quad (\text{A.1.16})$$

Es decir:

$$\pi_{TT} < 0 \quad (\text{A.1.17})$$

Se repite la ecuación (A.1.10) y se renumera:

$$\pi_{xx} = \underbrace{[(1+T)A]}_{(+)} \underbrace{f_{xx}}_{(-)} \underbrace{(1-c)}_{(+)} \quad (\text{A.1.18})$$

(-)

Es decir:

$$\pi_{xx} < 0 \quad (\text{A.1.19})$$

Se repiten las ecuaciones (A.1.11) y (A.1.12) y se renumeran:

$$\pi_{Tx} = \pi_{xT} = \underbrace{(1-c(T))Af_x}_{(+)} - \underbrace{[(1+T)Af_x - w_x]c_T}_{=0 \text{ por CPO(A.1.4)}} \quad (\text{A.1.20})$$

Es decir:

$$\pi_{Tx} = \pi_{xT} > 0 \quad (\text{A.1.21})$$

(i) Derivadas auxiliares

Se repite la ecuación (A.1.14) y se renumera:

$$\pi_{TA} = \underbrace{f(1-c)}_{(+)} - \underbrace{(1+T)fc_T}_{(+)} \quad (\text{A.1.22})$$

Tomando factor común f y aplicando (A.1.6) se obtiene:

$$\pi_{TA} = f[(1 - c) - (1 + T)c_T] = -\frac{\overbrace{wc_T}^{(+)}}{\underbrace{A}_{(+)}} \quad (\text{A.1.23})$$

Es decir:

$$\pi_{TA} < 0 \quad (\text{A.1.24})$$

D. Criterio de máximo

Se plantea el hessiano valuado en el punto crítico:

$$H^* = \begin{pmatrix} \pi_{TT}^* & \pi_{Tx}^* \\ \pi_{xT}^* & \pi_{xx}^* \end{pmatrix} \quad (\text{A.1.25})$$

Para que la función $\pi(\cdot)$ tenga un máximo, se tienen que cumplir las siguientes condiciones:

$$|H^*| > 0 \quad y \quad \pi_{TT}^* < 0 \quad (\text{A.1.26})$$

$$|H^*| = \pi_{TT}^* \pi_{xx}^* - \pi_{xT}^{*2} > 0 \quad (\text{A.1.27})$$

O sea, es suficiente que:

$$\pi_{TT}^* \pi_{xx}^* > \pi_{xT}^{*2} \quad (\text{A.1.28})$$

Por lo tanto, es necesario que $\pi_{xx} < 0$.

Resumen de derivadas primeras y derivadas segundas:

$$\pi_T^* = 0 ; \pi_x^* = 0 ; \pi_{TT}^* < 0 ; \pi_{xx}^* < 0 ; \pi_{Tx}^* = \pi_{xt}^* > 0 ; \pi_{TA}^* < 0 ; \pi_{xA}^* > 0$$

E. Cálculo de x_A^* , T_A^* , x_T^* y w_T^*

Utilizando el criterio de la función implícita encontramos las derivadas parciales. Cabe resaltar que, por definición, el determinante del hessiano es positivo en el punto crítico. Entonces, el numerador en el Método de Cramer es el que termina definiendo el signo de x_A^* , T_A^* y la combinación de los numeradores de estas expresiones son los determinantes del signo de x_T^* .

Desarrollo para x_A^* :

$$x_A^* = \frac{\pi_{TA}^* \pi_{xT}^* - \pi_{TT}^* \pi_{xA}^*}{\pi_{TT}^* \pi_{xx}^* - \pi_{Tx}^* \pi_{xT}^*} \quad (\text{A.1.29})$$

Remplazando por los valores apropiados, se obtiene:

$$x_A^* = \frac{-f(1-c)\left[\frac{w}{(1+T)Af-w}\right](1-c)Af_x + [2Afc_T + [(1+T)Af-w]c_{TT}](1+T)f_x(1-c)}{-[2Afc_T + [(1+T)Af-w]c_{TT}](1+T)Af_{xx}(1-c) - [(1-c)Af_x]^2} \quad (\text{A.1.30})$$

Desarrollo de esta fracción:

$$\frac{(1-c)f_x\left\{-f\left[\frac{w}{(1+T)Af-w}\right](1-c)A + [2Afc_T + [(1+T)Af-w]c_{TT}](1+T)\right\}}{-A\{[2Afc_T + [(1+T)Af-w]c_{TT}](1+T)f_{xx}(1-c) + (1-c)^2f_x^2A\}} \quad (\text{A.1.31})$$

Usando la condición de primer orden (A.1.4) para decir que $c_T = \frac{Af(1-c)}{(1+T)Af-w}$, se obtiene:

$$\frac{(1-c)f_x\left\{-f\frac{w(1-c)A}{(1+T)Af-w} + \left[2Afc_T + \frac{Af(1-c)}{c_T}c_{TT}\right](1+T)\right\}}{-A\{[2Afc_T + [(1+T)Af-w]c_{TT}](1+T)f_{xx}(1-c) + (1-c)^2f_x^2A\}} \quad (\text{A.1.32})$$

Ahora se puede sacar factor común Af del numerador y $(1-c)$ en el denominador para simplificar el $A(1-c)$. Se utiliza nuevamente la condición de primer orden en el primer término del numerador:

$$\frac{f_x f \left\{ w \frac{c_T}{Af} - \left[2c_T + (1-c) \frac{c_{TT}}{c_T} \right] (1+T) \right\}}{\left\{ \left[2Afc_T + Af(1-c) \frac{c_{TT}}{c_T} \right] (1+T) f_{xx} + (1-c) f_x^2 A \right\}} \quad (\text{A.1.33})$$

Se obtiene:

$$\frac{f_x f \left\{ w \frac{c_T}{Af} - \left[2c_T + (1-c) \frac{c_{TT}}{c_T} \right] (1+T) \right\}}{A \left\{ f_{xx} f \left[2c_T + (1-c) \frac{c_{TT}}{c_T} \right] (1+T) + (1-c) f_x^2 \right\}} \quad (\text{A.1.34})$$

Definiendo $\Omega = (1+T) \left[2c_T + (1-c) \frac{c_{TT}}{c_T} \right]$ donde $\Omega > 0$:

$$x_A^* = \frac{f_x f \left\{ w \frac{c_T}{Af} - \Omega \right\}}{A \left\{ f_{xx} f \Omega + (1-c) f_x^2 \right\}} \leq 0 \quad (\text{A.1.35})$$

$$x_A^* = \frac{\underbrace{\underbrace{\underbrace{f_x f}_{(+)} \left\{ w \frac{c_T}{Af} - \tilde{\Omega} \right\}}_{(?)}}_{(+)}}{A \underbrace{\left\{ \underbrace{f_{xx} f \Omega}_{(-)} + \underbrace{(1-c) f_x^2}_{(+)} \right\}}_{(?)}} \leq 0$$

Al haber supuesto que se trataba de un máximo, el determinante del hessiano era positivo, lo cual implica que:

$$f_{xx}f\Omega > (1-c)f_x^2 \quad (\text{A.1.36})$$

Entonces, el signo de las derivadas implícitas está determinado enteramente por el signo del numerador.

$$x_A^* > 0 \text{ si } \Omega > \frac{wc_T}{Af} \quad (\text{A.1.37})$$

$$x_A^* < 0 \text{ si } \Omega < \frac{wc_T}{Af} \quad (\text{A.1.38})$$

Para encontrar T_A^* , se parte de:

$$\frac{\partial x^*}{\partial T^*} = \frac{\pi_{TT}\pi_{xA} - \pi_{TA}\pi_{xT}}{\pi_{TA}\pi_{xx} - \pi_{Tx}\pi_{xA}} \quad (\text{A.1.39})$$

$$\frac{(1-c)Af_x(1+T)f_x(1-c) + f(1-c)\frac{w}{(1+T)Af-w}(1+T)Af_{xx}(1-c)}{-[2Afc_T + [(1+T)Af-w]c_{TT}](1+T)Af_{xx}(1-c) - [(1-c)Af_x]^2} \quad (\text{A.1.40})$$

En el numerador se agrupa de ambos lados de la expresión $(1-c)^2A(1+T)$. En el primer término del denominador se agrupa A^2 y se utiliza la definición de c_T , para luego remplazar por el valor de Ω .

$$\frac{(1-c)^2A(1+T)\left\{f_x^2 + ff_{xx}\frac{w}{(1+T)Af-w}\right\}}{-A^2f_{xx}f\Omega(1-c) - [(1-c)Af_x]^2} \quad (\text{A.1.41})$$

Ahora se puede sacar factor común $-A(1-c)$ en el denominador y cancelar el cuadrado del $(1-c)^2$ del numerador para llegar a:

$$T_A^* = -\frac{(1-c)(1+T)A\left\{f_x^2 + ff_{xx}\frac{w}{(1+T)Af-w}\right\}}{A\{f_{xx}f\Omega + (1-c)f_x^2\}} \leq 0 \quad (\text{A.1.42})$$

Se advierte que se comparte el mismo denominador en ambas expresiones de T_A^* y x_A^* . En términos de signos se debe observar que:

$$T_A^* = -\frac{\overbrace{\overbrace{(1-c)(1+T)A\left\{f_x^2 + ff_{xx}\frac{w}{(1+T)Af-w}\right\}}^{(?)}}^{(-)}}{\underbrace{A\{f_{xx}f\Omega + (1-c)f_x^2\}}_{(?)}} \leq 0 \quad (\text{A.1.43})$$

Nuevamente el signo no queda definido.

$$T_A^* > 0 \text{ si } f_x^2 > f f_{xx} \frac{w}{(1+T)Af-w} \quad (\text{A.1.44})$$

$$T_A^* < 0 \text{ si } f_x^2 < f f_{xx} \frac{w}{(1+T)Af-w} \quad (\text{A.1.45})$$

Para encontrar x_T^* :

$$x_T^* = \frac{\frac{f_x f \{w \frac{c_T}{Af} - \Omega\}}{A \{f_{xx} f \Omega + (1-c) f_x^2\}}}{\frac{(1-c)(1+T)A \{f_x^2 + f f_{xx} \frac{w}{(1+T)Af-w}\}}{A \{f_{xx} f \Omega + (1-c) f_x^2\}}} \quad (\text{A.1.46})$$

Al tener el mismo denominador en ambas fracciones, se cancelan los denominadores y se puede reescribir el problema como:

$$x_T^* = \frac{\overbrace{\overbrace{\overbrace{f_x f \{ \overbrace{\Omega}^{(+)} - \overbrace{w \frac{c_T}{Af}}^{(+)} \}}^{(+)}\}^{(?)}}}{\underbrace{\underbrace{\underbrace{(1-c)(1+T)A \{ \underbrace{f_x^2}_{(+)} + \underbrace{f f_{xx} \frac{w}{(1+T)Af-w} \}}_{(-)} \}}_{(-)}}_{(?)}} \geq 0 \quad (\text{A.1.47})$$

Claramente no queda definido el signo de x_T^* . El signo de x_T^* depende esencialmente del signo de los numeradores de x_A^* y T_A^* .

Finalmente:

$$w_T^* = \overbrace{w_x}^{(+)} \frac{\overbrace{\overbrace{\overbrace{f_x f \{ \overbrace{\Omega}^{(+)} - \overbrace{w \frac{c_T}{Af}}^{(+)} \}}^{(+)}\}^{(?)}}}{\underbrace{\underbrace{\underbrace{(1-c)(1+T)A \{ \underbrace{f_x^2}_{(+)} + \underbrace{f f_{xx} \frac{w}{(1+T)Af-w} \}}_{(-)} \}}_{(-)}}_{(?)}} \geq 0 \quad (\text{A.1.48})$$

Por lo tanto, el signo de w_T^* depende del signo de x_T^* que, a su vez, depende de los numeradores de x_A^* y T_A^* .

Apéndice 2 – Base de datos Tarifas:

En base a observaciones trimestrales, se toma como representativo un día hábil de la última semana del último mes del trimestre. Aunque hay excepciones: cuando no existe un respaldo informático de las bases originales, se opta por sustituirlo por el dato del último mes de muestra del que se cuenta con respaldo informático. Se observaron los siguientes trimestres:

Tabla A.2.1. Trimestres observados y día de la muestra para la base Tarifar.

Trimestre	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
1	28/03/2005	28/03/2006	28/03/2007	25/03/2008	30/03/2009	29/03/2010	23/02/2011*
2	29/06/2005	27/06/2006	20/06/2007	17/06/2008	30/06/2009	28/06/2010	24/06/2011
3	28/09/2005	27/09/2006	26/09/2007	08/09/2008	28/09/2009	27/09/2010	19/09/2011
4	21/12/2005	27/12/2006	27/12/2007	29/12/2008	07/12/2009	20/12/2010	21/11/2011*

Nota: Las observaciones señaladas con un asterisco (*) son aquellas para las cuales se tomó un día de la última semana del segundo mes del trimestre.

En resumen, las variables contenidas en la base Tarifar son las medidas de política comercial asociadas a cada mercadería, las cuales están desglosadas en once dígitos. Por lo tanto, se utilizan 27 bases trimestrales donde cada una contiene, para cada fila, un código de once dígitos y una letra que identifica la mercadería en cuestión y las medidas de política comercial asociadas a esa mercadería. A continuación, se presenta la cantidad de mercaderías diferentes para las cuales se dispone de una política comercial asociada en cada trimestre:

Tabla A.2.2. Número de mercaderías por trimestre. Base Tarifar.

	Trimestre				Total año
	1	2	3	4	
2005	28.696	28.763	28.787	28.859	115.105
2006	28.938	29.243	29.321	29.412	116.914
2007	29.460	29.326	-	29.543	88.329
2008	29.682	29.731	29.813	29.923	119.149
2009	30.094	30.175	30.239	30.388	120.896
2010	30.472	30.584	30.642	30.658	122.356
2011	30.666	30.720	30.735	30.748	122.869
Total					805.618

Fuente: Tarifar

Apéndice 3 – Consideraciones respecto a la EPH:

Se realiza a continuación una serie de observaciones respecto a los 27 trimestres en cuestión:

- Se dispone de información para 27 trimestres (27 EPH individuales completas).
- Apiladas una arriba de la otra (como una gran serie de tiempo), estas 27 EPH (entre el primer trimestre de 2005 y el cuarto trimestre de 2011¹³) totalizan 1.528.977 (filas) de entrevistas individuales¹⁴ (56.628 en promedio por trimestre).
- De estas 1.528.977 entrevistas individuales, 603.099 (39,44%) reportan un código ocupacional (CAES), o sea, 22.337 en promedio por trimestre. El 60.56% que no reporta un código ocupacional (CAES) se divide entre menores de 10 años (252.511), inactivos (620.489), desocupados (51.365) y personas que no responden a la encuesta individual (1.513); todos quedan excluidos del análisis.
- De las 603.099 entrevistas individuales (filas) que reportan un código ocupacional (CAES), 579.299 informan un salario válido distinto a cero (0).
- De las 579.299 entrevistas individuales a lo largo de los 27 trimestres que reportan un código ocupacional (CAES) con un salario válido distinto de cero (0), 503.999 son clasificadas como trabajadores que se desempeñan en áreas típicamente no transables que terminan el proceso de correspondencia (entre SA, CIU 3.0 y CAES 2000), sin política comercial asociada.
- Por tanto, a lo largo de los 27 trimestres, solo 75.300 (579.299-503.999) —13%— de las entrevistas individuales terminaron con un código ocupacional (CAES), con un salario válido distinto de cero (0) y con una política comercial asociada luego de la correspondencia o sea, trabajadores empleados en sectores transables.
- Ahora bien, la EPH entrevista hogares (y a los individuos dentro de cada hogar), como máximo un total de cuatro (4) veces. Con una frecuencia trimestral, un hogar entrevistado es encuestado durante dos (2) trimestres consecutivos, luego no se lo encuesta por dos trimestres consecutivos y finalmente se lo vuelve a encuestar dos (2) trimestres más de forma consecutiva. Esto implica que en la base construida se dispone como máximo de cuatro (4) observaciones para un mismo individuo a lo largo de los 27 trimestres del periodo 2005-2011.
- Uno de los problemas que presenta la EPH es el elevado porcentaje de no respuesta a las entrevistas posteriores a la primera. Se dan casos donde un individuo responde la primera

¹³ El Indec no realizó la EPH del tercer trimestre de 2007. Por eso el total de trimestres en los 7 años que van desde 2005 hasta 2011 es 27 y no 28.

¹⁴ Una persona puede ser entrevistada más de una vez durante el periodo de estudio. Por lo tanto, una entrevista individual no necesariamente equivale a una persona. De todas maneras, en la base datos para la estadística y la econometría de la presente investigación, como se computa solo una entrevista individual, una persona es una entrevista individual y ambas constituyen una misma y única observación.

vez que es encuestado pero luego no responde más, así como casos donde otro individuo responde las cuatro encuestas a lo largo de los seis trimestres en los que es “seguido” (durante los dos trimestres intermedios el individuo no es encuestado). Aquellos individuos que aparecen dos veces en esta base de datos, por definición, respondieron dos entrevistas (ergo, están incluidos dentro del grupo de los que respondieron al menos una de las mismas). De este modo, las 75.300 filas de la base de datos, incluyen individuos que fueron entrevistados una, dos, tres y cuatro veces.

- A continuación, se presenta una tabla que muestra qué cantidad de “filas” (observaciones) de la base de datos corresponden a la primera entrevista, qué cantidad a la segunda, y así sucesivamente hasta totalizar las 75.300 filas de salarios de transables en el periodo 2005-2011. Vale aclarar una vez más que el conjunto de filas (observaciones) correspondientes a la segunda entrevista se encuentra incluida, por definición, en el conjunto de filas (observaciones) que corresponden a la primera entrevista. Por lo tanto, dado el elevado porcentaje de no respuesta a las entrevistas posteriores a la primera, el número de filas es decreciente a medida que observamos la *n-ésima* entrevista del número de individuos que respondieron más de una entrevista.

Tabla A.3.1. Entrevistas realizadas.

Entrevista	Número de entrevistas
1	33.378
2	22.794
3	12.880
4	6.248
Total	75.300

Fuente: Indec.

- La Tabla A.3.1 se lee como sigue: 33.378 es la cantidad de “primeras respuestas” a un contacto del Indec con un individuo cualquiera sin importar si el contacto se produjo la primera, la segunda, la tercera o la cuarta vez que el Indec intentó el contactarlo. La cantidad de individuos que responden a dos entrevistas desciende a 22.794. Vale destacar que estos 22.794 individuos ya habían respondido previamente la entrevista número uno (“primeras respuestas”). Luego y razonando de manera análoga, 12.880 individuos contestaron tres entrevistas. Finalmente, solo 6.248 (8.29%) completan el proceso “ideal” de cuatro entrevistas a lo largo de seis (6) trimestres. Entonces, el total de 75.300 entrevistas individuales se distribuye de la siguiente forma: 33.378 individuos responden la entrevista al menos una vez (la pueden responder una única vez o varias veces), 22.794 individuos responden la entrevista al menos dos veces (la pueden responder dos o más veces), 12.880 responden la entrevista al menos tres veces (la pueden responder tres o más veces) y, finalmente, 6.248 individuos responden la entrevista en las cuatro oportunidades en que fueron contactados por el Indec.
- Dado el elevado nivel de no respuesta que presenta la encuesta, junto con los problemas de autocorrelación que surgen de incorporar al mismo individuo en reiteradas ocasiones (de manera discontinua) en la regresión, se decidió trabajar solo con la primera entrevista

individual de cada uno.

- Quedó entonces una muestra de 33.378 individuos u observaciones que son los que se incluyen en las regresiones. Luego, cada uno de los 33.378 individuos u observaciones se ponderan utilizando los ponderadores correspondientes en la EPH.

Apéndice 4 – Ejercicios simulados:

De forma similar a lo planteado en la sección anterior y adaptando la notación a la base de datos utilizada en la econometría:

- Se denota a los sectores económicos como $S_1 \dots S_K$ con $K = 1, \dots, 47$.
- Cada uno de los sectores está compuesto por un conjunto de productos diferentes. Vale aclarar que no todos los sectores tienen la misma cantidad de productos. Se denota como $j_1^s \dots j_p^s$ a los p productos diferentes del sector s (en este caso, p varía entre sectores).
- Para los salarios, se realizaron estimaciones simulando un único salario por producto (y luego varias distribuciones para un único salario por producto). Esto es análogo a suponer que todos los individuos que trabajan produciendo el mismo bien tienen la misma remuneración. Por lo tanto, quedan definidos los modelos a simular y estimar de la siguiente forma:

Modelo ideal

$$W_{j,t} = \alpha + \beta T_{j,t} + u_{j,t} \quad (\text{A.4.1})$$

Modelo factible (con los datos disponibles)

$$W_{j,t} = \alpha + \beta \bar{T}_{S_s,t} + u_{j,t} \quad (\text{A.4.2})$$

- Con \bar{T}_{S_s} media (o mediana) de los aranceles a la importación T en el sector S_s . Al suponer (y simular) un único salario por producto, en (A.4.2) se regresa para cada sector S_s , J_{S_s} salarios diferentes en la media de los aranceles del sector al que pertenecen. t indica periodos de tiempo (trimestres).

Sobre la base completa de aranceles a la importación poblacionales (Tarifar), para cada producto se simuló un salario asumiendo la siguiente ecuación lineal en parámetros como el verdadero proceso generador de salarios:

$$w_{jt} = \alpha + \beta T_{j,t} + \gamma \text{Tiempo} + u_{j,t} \quad (\text{A.4.3})$$

Donde w_{jt} es el salario que se paga por producir el producto j en el momento t ; $T_{j,t}$ es el arancel a la importación asociado al producto j en el momento t ; Tiempo es un conjunto de variables *dummy* por trimestre, y $u_{j,t} \sim N(0,36)$.

Como se explicó en el cuerpo del trabajo, para evaluar los posibles efectos de la agregación de datos en la estimación de la pendiente de la regresión, la estrategia consistió en modificar el

verdadero valor de los parámetros para diferentes grupos de salarios y realizar las estimaciones de la misma forma que al principio del capítulo.

Al disponer de salarios “a nivel producto” (simulados), se dieron las condiciones para comparar los coeficientes estimados cuando se regresaron salarios “por producto” en sus respectivos aranceles a la importación con los coeficientes estimados al regresar salarios “por sector” en la media/mediana de sus respectivos aranceles.

La estrategia consistió en comenzar con un verdadero valor para los parámetros (intercepto y pendiente) positivos y variarlos siguiendo diferentes criterios, para luego realizar las estimaciones del principio del capítulo, pero sobre los datos simulados.

El propósito fue conocer si, dado que el coeficiente estimado al principio del capítulo fue de signo negativo y estadísticamente significativo, existía alguna forma funcional (por ejemplo, modificando el intercepto o la pendiente para determinados sectores) que llevara a estimar ese coeficiente negativo cuando el verdadero valor del parámetro fuera estrictamente positivo.

Para esto, partiendo de valores positivos de los parámetros, se los fue bajando gradualmente para determinados sectores hasta 0 (y acercarse así lo más posible a valores negativos) de forma de determinar si existía algún caso para el cual, siendo el verdadero valor del parámetro positivo, el parámetro estimado terminara siendo negativo.

Como se explicitara con anterioridad, respetando la estructura de la ecuación (A.4.3) se modificaron los verdaderos valores de los parámetros (α y β), de forma tal de crear nueve salarios diferentes para cada producto; un salario al que llamaremos “salario base” y ocho salarios diferentes descriptos a continuación. El ejercicio se repitió un total de cien veces.

El modelo base (valores de los parámetros) a partir del cual se calculan los salarios se asumió de la siguiente forma:

$$w_{j,t} = 10 + 6 T_{j,t} + 1.02 \text{Tiempo} + u$$

con

$$\alpha = 10, \beta = 6, \gamma = 1.02 \text{ y } u \sim N(0,36).$$

A pesar de que la inflación del período fue baja, el propósito de agregar la variable *Tiempo* fue capturar el incremento nominal en los salarios consecuencia de la suba sostenida del nivel general de precios. Durante todo el ejercicio que sigue, el valor de $\gamma = 1.02$ no se modificó.

En cada una de las cien distribuciones simuladas se modificó el término de error u “aleatorizando” sus valores en base a una distribución normal. El motivo por el que se eligió un valor de la varianza 36 para la distribución de u fue que su desvío estándar sería igual al valor de la pendiente del salario base.

Luego, como criterio para modificar los parámetros, se utilizó el nivel de la varianza sectorial. Se clasificó a los sectores en tres: alta, media y baja varianza de sus aranceles a la importación intrasectoriales (3 cuantiles). Posteriormente, se modificaron los parámetros de cada sector según la clasificación de alta, media o baja varianza¹⁵:

Tabla A.4.1. Distribuciones simuladas de salarios.

Distribución salario	Alfa	Beta	Error	Sectores
Base	10	6	$u \sim N(0.36)$	Todos
w_1	10	6	$u \sim N(0.36)$	Baja y media varianza intrasectorial de los aranceles
	1	6		Alta varianza intrasectorial de los aranceles
w_2	10	6	$u \sim N(0.36)$	Alta y media varianza intrasectorial de los aranceles
	1	6		Baja varianza intrasectorial de los aranceles
w_3	10	6	$u \sim N(0.36)$	Baja y media varianza intrasectorial de los aranceles
	10	1		Alta varianza, la pendiente baja a 1
w_4	10	6	$u \sim N(0.36)$	Alta y media varianza intrasectorial de los aranceles
	10	1		Baja varianza, la pendiente baja a 1
w_5	10	6	$u \sim N(0.36)$	Baja y media varianza intrasectorial de los aranceles
	1	1		Alta varianza, bajan pendiente e intercepto a 1
w_6	10	6	$u \sim N(0.36)$	Alta y media varianza intrasectorial de los aranceles
	1	1		Baja varianza, bajan pendiente e intercepto a 1
w_7	10	6	$u \sim N(0.36)$	Baja varianza intrasectorial de los aranceles.
	10	4		Para sectores de media varianza intrasectorial cae levemente la pendiente.
	10	2		Alta varianza intrasectorial de los aranceles.
w_8	10	6	$u \sim N(0.36)$	Alta varianza intrasectorial de los aranceles.
	10	4		Para sectores de media varianza intrasectorial cae levemente la pendiente.
	10	2		Baja varianza intrasectorial de los aranceles.

Fuente: Elaboración propia.

¹⁵ Un determinado sector puede ser clasificado como “de alta varianza” en un trimestre, “media varianza” en otro o bien de “baja varianza”.

Luego, para cada una de las nueve distribuciones de salarios de la tabla anterior (la base y las ocho modificadas), se realizaron las siguientes seis regresiones:

1. Se regresó el salario en una constante y los aranceles a la importación.
2. Se regresó el salario en una constante, los aranceles a la importación por producto y variables *dummy* por periodo de tiempo y por industria.
3. Se regresó el salario en una constante y la media de los aranceles a la importación por sector.
4. Se regresó el salario en una constante, la media de los aranceles a la importación por sector y variables *dummy* por periodo de tiempo y por industria.
5. Se regresó el salario en una constante y la mediana de los aranceles a la importación por sector.
6. Se regresó el salario en una constante, la mediana de los aranceles a la importación por sector y variables *dummy* por periodo de tiempo y por industria.

Las tablas siguientes presentan el coeficiente β estimado promedio, el mínimo y el máximo (se realizaron cien simulaciones de 805.618 salarios cada una¹⁶). Las estimaciones seguidas de la sigla “DI” en el nombre de su columna indican la presencia de variables *dummy* por industria. Vale aclarar que las regresiones incluyen también variables *dummy* por periodo de tiempo.

(i) Resultados y puntos a resaltar de los ejercicios planteados

Tabla A.4.2. Resultados para la pendiente, salario base.

Coeficiente beta (pendiente)	Salario Base					
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	6.13	6.00	6.19	6.00	5.85	4.79
Mínimo	6.13	6.00	6.19	5.99	5.84	4.78
Máximo	6.14	6.00	6.19	6.01	5.85	4.80

Fuente: Elaboración propia.

*Tabla A.4.3. Resultados para la pendiente, salario w_1
(con la constante igual a 1 para sectores de alta varianza en aranceles).*

Coeficiente beta (pendiente)	Salario Base					
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	6.12	5.89	6.17	5.40	5.83	4.30
Mínimo	6.12	5.88	6.17	5.39	5.83	4.30
Máximo	6.12	5.89	6.18	5.41	5.83	4.31

Fuente: Elaboración propia.

¹⁶ Un salario para cada producto de la base Tarifar (aranceles por producto) a once dígitos durante los 27 trimestres del periodo de siete años 2005-2011 (27 trimestres en vez de 28 porque el Indec no publicó la EPH del tercer trimestre de 2007).

*Tabla A.4.4. Resultados para la pendiente, salario w_2
(con la constante igual a 1 para sectores de baja varianza en aranceles).*

Coeficiente beta (pendiente)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	6.06	6.17	6.09	6.93	5.76	5.51
Mínimo	6.06	6.17	6.08	6.93	5.76	5.50
Máximo	6.06	6.18	6.09	6.94	5.76	5.51

Fuente: Elaboración propia.

*Tabla A.4.5. Resultados para la pendiente, salario w_3
(con la pendiente igual a 1 para sectores de alta varianza en aranceles).*

Coeficiente beta (pendiente)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.30	1.93	3.32	-3.88	3.05	-3.32
Mínimo	3.30	1.93	3.32	-3.89	3.05	-3.33
Máximo	3.31	1.94	3.33	-3.87	3.05	-3.32

Fuente: Elaboración propia.

*Tabla A.4.6. Resultados para la pendiente, salario w_4
(con la pendiente igual a 1 para sectores de baja varianza en aranceles).*

Coeficiente beta (pendiente)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	86.33	7.46	4.69	15.58	4.57	12.18
Mínimo	86.31	7.46	4.69	15.57	4.57	12.17
Máximo	86.35	7.46	4.69	15.59	4.57	12.19

Fuente: Elaboración propia.

*Tabla A.4.7. Resultados para la pendiente, salario w_5
(con la pendiente y la constante igual a 1 para sectores de alta varianza en aranceles).*

Coeficiente beta (pendiente)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.29	1.82	3.31	-4.48	3.03	-3.81
Mínimo	3.29	1.82	3.30	-4.49	3.03	-3.82
Máximo	3.29	1.82	3.31	-4.47	3.04	-3.80

Fuente: Elaboración propia.

*Tabla A.4.8. Resultados para la pendiente, salario w_6
(con la pendiente y la constante igual a 1 para sectores de baja varianza en aranceles).*

Coeficiente beta (pendiente)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	4.90	7.63	4.58	16.51	4.48	12.89
Mínimo	4.90	7.63	4.58	16.50	4.48	12.89
Máximo	4.90	7.64	4.59	16.52	4.49	12.90

Fuente: Elaboración propia.

*Tabla A.4.9. Resultados para la pendiente, salario w_7
(con la pendiente cayendo paulatinamente —más para los sectores de alta varianza—).*

Coeficiente beta (pendiente)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.47	1.79	3.65	-3.78	3.36	-3.01
Mínimo	3.46	1.77	3.63	-3.83	3.35	-3.05
Máximo	3.48	1.81	3.66	-3.73	3.37	-2.97

Fuente: Elaboración propia.

*Tabla A.4.10. Resultados para la pendiente, salario w_8
(con la pendiente cayendo paulatinamente
—más para los sectores de baja varianza—).*

Coeficiente beta (pendiente)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	4.89	6.15	4.86	11.45	4.68	9.17
Mínimo	4.88	6.13	4.85	11.41	4.66	9.12
Máximo	4.90	6.17	4.88	11.50	4.69	9.21

Fuente: Elaboración propia.

El ejercicio arroja un resultado claro y fundamental: cuando la pendiente de los aranceles a la importación (esto es, el efecto de los aranceles en los salarios reales) no es homogénea entre diferentes industrias, si se realizan estimaciones utilizando como variable exógena los aranceles a la importación agregados (medias o medianas) y variables *dummy* por industria (DI), en el 100% de los casos el coeficiente estimado resultó negativo¹⁷.

Esto sucedió por más que el verdadero coeficiente de la pendiente (el verdadero valor del parámetro) se encontrara en el intervalo estrictamente positivo [1-6]. Las distribuciones de salarios w_3 , w_5 y w_7 reflejaron estos hechos estilizados.

Que el coeficiente de la pendiente “se perdiera” (se estime con signo contrario —negativo— al postulado en la ecuación A.4.3 —positivo—) cuando se incorporaron variables *dummy* por industria, puede ser consecuencia de que éstas estuvieran capturando el efecto de los cambios del verdadero valor de los parámetros (de acuerdo con la varianza intrasectorial) en un modelo en medias o medianas (el modelo factible).

Dicho de otro modo, al realizar estimaciones econométricas que incorporan variables *dummy* por individuo, industria, país, periodo, etc., el analista usualmente trata de controlar por la

¹⁷ En este ejercicio (y en los que siguen), los coeficientes estimados resultaron siempre estadísticamente significativos y, tal como sugiere el desarrollo matemático de este capítulo en III.A, la varianza del estimador de la pendiente en medias y medianas resultó mayor que el estimador del modelo ideal en el 100% de los casos.

heterogeneidad inobservable para la cual no dispone de una variable concreta por la cual controlar. Las simulaciones muestran que, si la heterogeneidad se encuentra vinculada de algún modo con la pendiente de la variable de interés, se puede estar agravando el problema original (no disponer de la verdadera variable que genera la heterogeneidad por la cual se quiere controlar). Como se dijo más arriba, en las simulaciones realizadas, teniendo un verdadero valor del parámetro de interés (la pendiente) de signo positivo, se terminó estimando uno de signo negativo cuando se hicieron regresiones utilizando como variable exógena la media de los aranceles por sector y se incorporaron variables *dummy* por industria.

Para aquellos casos en los que cambió el signo de la pendiente (de positivo a negativo) cuando se realizaron estimaciones en medias o medianas de los aranceles a la importación por sector incorporando variables *dummy* por industria (respecto del caso base en el cual se estiman los aranceles por producto), se hicieron nuevas regresiones para el caso base y para los casos de los salarios w_3, w_5 y w_7 con el objetivo de intentar “recuperar” el verdadero (positivo) signo de la pendiente planteado en la ecuación A.4.3.

Los nuevos ejercicios siguieron los siguientes pasos:

1. Se repitieron las estimaciones de las tablas anteriores (para el salario base y los salarios 3, 5 y 7 que presentaron cambios de signo al incorporar variables *dummy* por industria).
2. A las estimaciones de las tablas anteriores se agregó la varianza sectorial de los aranceles a la importación como covariable para evaluar si la misma permitía recuperar el signo perdido.
3. A las estimaciones anteriores se agregaron tres variables *dummy* indicadoras del nivel de las varianzas por producto.

Los resultados fueron los siguientes:

Tabla A.4.11. Resultados para la pendiente, salario base.

Salario base						
Sin controles adicionales						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	6.13	6.00	6.19	6.00	5.85	4.79
Mínimo	6.12	5.98	6.18	5.95	5.83	4.75
Máximo	6.15	6.02	6.21	6.05	5.86	4.83
Incorporando la varianza sectorial de los aranceles a la importación como covariable						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	6.13	6.00	6.19	6.00	5.84	1.75
Mínimo	6.12	5.98	6.17	5.79	5.82	1.66
Máximo	6.14	6.02	6.20	6.15	5.85	1.82
Incorporando variables <i>dummy</i> por nivel de varianza (3 cuantiles)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	6.17	6.00	6.25	6.00	5.85	2.41
Mínimo	6.16	5.98	6.23	5.81	5.84	2.33

Máximo	6.18	6.02	6.26	6.17	5.86	2.51
---------------	------	------	------	------	------	------

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.4.12. Resultados para la pendiente, salario w_3 .

Salario 3 (baja la pendiente para sectores con alta varianza)						
Sin controles adicionales						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.30	1.93	3.32	-3.88	3.05	-3.33
Mínimo	3.29	1.91	3.31	-3.92	3.03	-3.37
Máximo	3.32	1.95	3.34	-3.83	3.06	-3.29
Incorporando la varianza sectorial de los aranceles a la importación como covariable						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.37	3.13	3.42	-3.48	3.17	-1.98
Mínimo	3.36	3.10	3.41	-3.69	3.15	-2.08
Máximo	3.38	3.15	3.44	-3.33	3.18	-1.92
Incorporando variables <i>dummy</i> por nivel de varianza (3 cuantiles)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.37	3.24	3.42	2.59	3.10	0.75
Mínimo	3.36	3.21	3.41	2.39	3.08	0.67
Máximo	3.38	3.26	3.44	2.76	3.11	0.85

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.4.13. Resultados para la pendiente, salario w_5 .

Salario 5 (baja la pendiente para sectores con baja varianza)						
Sin controles adicionales						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.29	1.82	3.31	-4.48	3.03	-3.81
Mínimo	3.28	1.80	3.29	-4.53	3.02	-3.86
Máximo	3.30	1.84	3.32	-4.43	3.05	-3.77
Incorporando la varianza sectorial de los aranceles a la importación como covariable						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.37	3.12	3.41	-3.94	3.17	-2.14
Mínimo	3.35	3.10	3.40	-4.15	3.15	-2.23
Máximo	3.38	3.14	3.43	-3.79	3.18	-2.07
Incorporando variables <i>dummy</i> por nivel de varianza (3 cuantiles)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.37	3.24	3.42	2.59	3.10	0.75
Mínimo	3.36	3.21	3.41	2.39	3.08	0.67
Máximo	3.38	3.26	3.44	2.76	3.11	0.85

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.4.14. Resultados para la pendiente, salario w_7 .

Salario 7 (baja la pendiente gradualmente para sectores con media y alta varianza)						
Sin controles adicionales						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.47	1.79	3.65	-3.78	3.36	-3.01
Mínimo	3.46	1.77	3.63	-3.83	3.35	-3.05
Máximo	3.48	1.81	3.66	-3.73	3.37	-2.97
Incorporando la varianza sectorial de los aranceles a la importación como covariable						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.52	2.96	3.73	-1.91	3.46	-0.53
Mínimo	3.51	2.94	3.71	-2.12	3.44	-0.62
Máximo	3.53	2.98	3.74	-1.76	3.47	-0.46
Incorporando variables <i>dummy</i> por nivel de varianza (3 cuantiles)						
	Ideal	Ideal DI	Medias	Medias DI	Medianas	Medianas DI
Promedio	3.25	3.01	3.34	1.35	3.09	0.48
Mínimo	3.24	2.98	3.33	1.15	3.08	0.40
Máximo	3.26	3.03	3.36	1.51	3.11	0.58

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede observar, en aquellas estimaciones con variables *dummy* por industria en las cuales el verdadero coeficiente de la pendiente era positivo y las estimaciones arrojaban un coeficiente negativo y estadísticamente significativo, se logró cambiar a positivo el signo del coeficiente estimado (recuperar el verdadero signo) mediante la incorporación de variables *dummy* indicadoras del nivel relativo de varianza intrasectorial de los aranceles a la importación.

Al introducir variables *dummy* por industria, se estimó un modelo de intercepto variable que asume que los efectos de las variables omitidas, específicas de cada industria e importantes en la determinación del salario, se consideraron en conjunto y quedaron todas capturadas en el valor de la variable *dummy* por industria.

En este ejercicio simulado se advierte que si existe heterogeneidad no observable mediante la cual los salarios reales son más o menos sensibles al arancel promedio de su sector en función de la varianza de los aranceles intrasectoriales, se puede estar estimando un coeficiente negativo incluso si la verdadera correlación es positiva.

Es importante resaltar que si bien la media y la mediana de los aranceles a la importación sectoriales no estaba en la verdadera ecuación que genera los salarios simulados¹⁸, al realizar

¹⁸ $w_{j,t} = 10 + 6 T_{j,t} + 1.02 \text{Tiempo} + u \neq 10 + 6 \bar{T}_{j,t} + 1.02 \text{Tiempo} + u$. Con $\bar{T}_{j,t}$ como la media de los aranceles de los productos pertenecientes al sector j en el momento t .

regresiones incorporando medias (o medianas) y utilizando variables *dummy* por industria cuando la pendiente de los sectores (el coeficiente asociado a los aranceles a la importación en la ecuación de salarios) de alta varianza en los aranceles a la importación intrasectoriales era menor que la pendiente del resto de los sectores de la economía, el coeficiente estimado resultó de signo negativo, contrario al verdadero positivo (verdadero porque es el signo del coeficiente de los aranceles a la importación en la ecuación con la que se generaron los salarios simulados). Posteriormente, con la incorporación de variables *dummy* por nivel de arancel a la importación, se logró recuperarlo al transformarlo en positivo. Este resultado resalta la importancia de controlar por características de la distribución de la variable agregada tal como se hace al final del trabajo.