

Distinto instrumento, ¿igual resultado?
La demanda relativa de empleo en Argentina entre
2004 y 2017

Santiago Hermo¹

Enero 2019

Tesis, Maestría en Economía

Universidad del CEMA



Tutor:

Dr. Julio J. Elías

Comité:

Dr. Daniel Lema

Dra. Mariana Conte Grand

Dr. Martín Trombetta

¹ E-mail: santiago_hermo@brown.edu

Abstract

In the labor economics literature several indexes have been used to estimate the changes in the relative demand for labor of different groups of workers, usually identified by educational level. By seeking the sources of such fluctuations, the shift in relative demand is decomposed among a *between* effect -shifts originated in modifications in the sectoral structure of the economy- and *within* effect -shifts originated within economic sectors, like skill biased technical change-. In the present work we discuss two decompositions that have been proposed, one derived by Katz and Murphy (1992), and the other one used in papers like Gasparini et al. (2011). Motivated by contradictory results obtained from the application of both to Argentinian data, we analyze them in detail trying to disentangle what they are actually measuring, and which one is more appropriate for the problem at hand. As a result of the discussion, we argue that an increase in the share of skilled labor within economic sectors is not necessarily related to technical change. For the Argentinian case we conclude that skill-biased technical change is unlikely to have contributed positively to the relative demand for skilled labor.

Key words: relative demand for skills, within and between effect.

Resumen

En la literatura de economía laboral se suele utilizar algún índice para estimar los cambios en la demanda relativa de empleo de distintos grupos laborales, identificados usualmente según nivel educativo alcanzado. Buscando las fuentes de tales fluctuaciones, se suele descomponer el cambio en la demanda relativa en un efecto *between* -modificaciones motivadas por cambios entre sectores económicos- y un efecto *within* -los cambios en la demanda relativa adentro de los sectores, como el cambio técnico sesgado a trabajo calificado-. En el presente trabajo mostramos dos índices que se han utilizado en la literatura, uno derivado por Katz y Murhpy (1992) y otro utilizado en trabajos como Gasparini et al. (2011), los cuales presentan estrategias a priori justificables para obtener esa separación. Luego de una discusión de los índices, los aplicamos para el caso argentino en donde muestran resultados contradictorios. Intentando dilucidar por qué este es el caso, argumentamos que no necesariamente una suba en la proporción de trabajo calificado en los sectores económicos se relaciona con cambio tecnológico adentro de los sectores. Finalmente, argumentamos que el cambio técnico sesgado a trabajo de mayores calificaciones probablemente no fue una fuente de aumento en la demanda relativa de trabajo calificado en Argentina en los últimos 14 años.

Código JEL: J21, J23, J24

Palabras clave: demanda relativa de trabajo, descomposición en efecto between y within.

I. Introducción

Los salarios relativos y las horas trabajadas de cada tipo de empleo cambian a lo largo del tiempo. Con el objetivo de estudiar estas fluctuaciones, los economistas asumen que precios y cantidades se encuentran determinados por la intersección de curvas de oferta y demanda relativa de trabajo. Aunque sólo podemos ver el punto de equilibrio del mercado en cualquier período, pretendemos obtener estimaciones sobre los movimientos de estas curvas y así comprender los movimientos observados de los salarios relativos. La importancia de esta tarea es clara, pues los salarios relativos son uno de los principales determinantes de la desigualdad y la pobreza.

Cuando consideramos el tipo de trabajo según el nivel de habilidades (o calificaciones), la *oferta relativa* se suele comportar de un modo previsible: los datos muestran que el nivel promedio de calificaciones de los trabajadores (medido según nivel educativo) tiende a aumentar a medida que pasa el tiempo. Las razones de este comportamiento van desde la suba de ingresos de la población, pasando por cambios en los mismos salarios relativos, hasta políticas estatales que incentivan la educación. En consecuencia, hay una tendencia al incremento en la cantidad de trabajadores calificados respecto a semi-calificados, y semi-calificados respecto a no calificados. Un detallado trabajo de Cruces, Domenech y Gasparini (2012) documenta la tendencia al aumento del capital humano en América Latina en las décadas de 1990 y 2000. No obstante esta tendencia, se ha observado un estancamiento en el crecimiento del nivel educativo promedio de la fuerza laboral argentina en los últimos años.

Es posible obtener estimaciones de cuán sensible son los salarios relativos ante cambios en la oferta relativa. Gasparini, Galiani, Cruces y Acosta (2011) y Manacorda, Sánchez-Páramo y Schady (2010) reportan estimaciones para América Latina, Katz y Murphy (1992) y muchos otros, como Goldin y Katz (2007), reportan estimaciones para Estados Unidos. Una discusión de la metodología utilizada en estas estimaciones se puede ver en Hermo (2017).

La medición de los cambios en la *demanda relativa* de algún tipo de trabajo se puede realizar en base a un índice derivado de algunos supuestos económicos (Katz y Murphy, 1992). Denominaremos a este índice K&M. Con el objetivo de distinguir la fuente de los cambios en la demanda relativa, la incorporación de la dimensión *ocupación de los trabajadores* permite separar la variación de la demanda en un “efecto *between*” y un “efecto *within*”. La interpretación usual es que el efecto *between* muestra el cambio en la demanda laboral motivado por modificaciones en la estructura de la economía *-entre* sectores, como lo dice su nombre-,

mientras que el efecto *within* captura cambios en el uso de los tipos de trabajo *adentro* de los sectores económicos. Por ejemplo, un aumento en la demanda de trabajo no calificado motivado por la expansión de sectores intensivos en ese tipo de trabajo -digamos, el sector textil- es capturado por el efecto *between*. Por su parte, un aumento en la demanda de trabajo calificado motivado por mecanización de algún proceso adentro de los sectores económicos se debería reflejar en el efecto *within* -digamos, la incorporación de la computadora-. Estos cambios podrían estar motivados por factores exógenos, como shocks en los términos de intercambio internacionales, o endógenos, como cambios en el nivel de apertura de la economía o el nivel de empleo estatal.

Una medición alternativa de las fuentes de los cambios en la demanda se puede realizar mediante un *análisis de descomposición* (utilizado por Gasparini, Galiani, Cruces y Acosta, 2011). Llamaremos a este índice AdD. Estos autores descomponen la variación en el empleo en lo que podríamos también interpretar como efecto *between* y efecto *within*. No obstante, como veremos más adelante, la medición utilizada por Gasparini et al (2011) es diferente a la propuesta por Katz y Murphy (1992). Se han revisado algunos trabajos que estiman cambios en la demanda relativa, y en general se ha acudido a este tipo de análisis de descomposición. Por ejemplo, Berman, Bound y Griliches (1994) analizan cambios en la demanda de empleo en el sector manufacturero de Estados Unidos, Sasaki y Sakura (2005) hacen lo propio en Japón, y Tüzemen y Willis (2013) utilizan la descomposición para estudiar las causas de polarización en la estructura salarial norteamericana.

La principal motivación del presente trabajo fue un resultado contradictorio hallado en Hermo (2017). Allí se estimaron efectos *between* y *within* con la metodología K&M que, sorpresivamente, estaban en contradicción con las estimaciones de Gasparini et al (2011) y Ciaschi y Christman (2016). Este último trabajo continúa la estimación de Gasparini et al. (2011) hasta 2015 utilizando el AdD. Como veremos, una lectura apresurada de aquellos resultados puede llevar a una interpretación que creo errónea de lo sucedido en el mercado laboral argentino desde 2004.

Más precisamente, Gasparini et al (2011) -y Ciaschi y Christman (2016)- encuentra un efecto *within* positivo para trabajo calificado en el período post-convertibilidad, mientras que Hermo (2017) encuentra que fue negativo. Por otra parte, el efecto *within* fue negativo para trabajo no calificado de acuerdo a Gasparini et al (2011), y positivo según Hermo (2017). En vistas de esta contradicción, el presente trabajo pretende estudiar con mayor detalle ambos índices, con el

objetivo de dilucidar sus diferencias y explicar por qué dan una imagen diferente de los cambios en la demanda relativa en Argentina. Detrás de este análisis se encuentran preguntas como la siguiente: ¿hubo cambio técnico sesgado a trabajo calificado *-skill biased technical change-* en Argentina en los últimos 14 años? Con cambio técnico sesgado nos referimos a desplazamientos de la función de producción que favorecen al trabajo calificado sobre no calificado, y por ende aumentan su demanda por parte de las empresas. Generalmente, estos cambios se encuentran motivados por la incorporación de nuevas tecnologías que son complementarias con trabajo calificado. Si la respuesta es negativa, esto podría explicar la baja compensación por adquirir habilidades en Argentina.

En la sección 2 realizamos una breve explicación de cómo mediremos el empleo y los salarios de los distintos tipos de trabajadores. Asimismo, damos un panorama de cómo se movieron los salarios y oferta relativa en el período bajo estudio. Se muestra que el salario relativo de trabajadores con mayores calificaciones cayó entre 2004 y 2012, luego se estancó, y volvió a aumentar en 2016-2017. Al mismo tiempo, se redujo la participación laboral de grupos de trabajadores con bajas calificaciones, y se incrementó la de trabajadores con calificaciones medias y altas. En la sección 3 realizamos una presentación teórica de los índices de cambio en la demanda relativa a comparar. Pretendemos entender con mayor claridad qué es lo que calculan ambos índices y, como corolario, dilucidar por qué las estimaciones para Argentina arrojan resultados diferentes dependiendo del índice que se utilice. En la sección 4 presentamos las estimaciones de ambos índices para Argentina. Con algunas diferencias en la definición de algunos variables respecto a Herms (2017), realizamos estas estimaciones y corroboramos que efectivamente arrojan resultados diferentes. Ensayamos algunas explicaciones de por qué este es el caso. La sección 5 presenta las conclusiones.

II. Los movimientos en los salarios relativos y la oferta relativa

Antes de estimar las fluctuaciones de la demanda relativa de trabajo, daremos un poco de contexto al trabajo analizando las fluctuaciones de salarios relativos y oferta relativa. Esto nos servirá más adelante para construir una imagen de lo que ha sucedido en Argentina con los distintos tipos de empleo.

II.1. Los datos y la metodología

La fuente de la totalidad de los datos es la *Encuesta Permanente de Hogares Continua* de INDEC (EPH-C). Utilizaremos dos observaciones anuales, correspondientes al segundo y

cuatro trimestre de cada año, en un período de catorce años (2004-2017). Puesto que en 2015 no se realizó la encuesta del cuarto cuatrimestre, se dispone de un total de 27 observaciones. Siguiendo a Katz y Murphy (1992), y construyendo sobre el trabajo de Hermo (2017), tomamos las bases de datos crudos y las reducimos para formar dos muestras: una muestra de salarios (*wage sample*) y una muestra de conteo (*count sample*).

La muestra de salarios se utiliza para medir la estructura salarial de la manera más consistente posible, y está compuesta por trabajadores de 18 a 65 años, que trabajaron más de 35 horas en la semana de referencia (y menos de 126, para evitar cualquier error de la base sin procesar) y por más de 6 meses en sus trabajos actuales. Los trabajadores sin pago y/o con un plan de trabajo del gobierno son excluidos.² Los salarios son deflactados por el índice de precios al consumidor y actualizados a Diciembre de 2017.³ La muestra de conteo intenta medir la oferta agregada de mano de obra y, por lo tanto, es más amplia. Está formado por personas de entre 18 y 70 años que trabajaron al menos 1 hora en la semana de referencia (y, nuevamente, menos de 126). Dividimos los datos en 64 grupos, y computamos las horas totales trabajadas en el grupo j calculando $\sum_i h_{ijt}\omega_{ijt}$, donde h_{ijt} representa horas anuales⁴ trabajadas por el individuo i en el año t y ω_{ijt} representa el ponderador individual de la EPH. Esta medida se puede transformar en proporciones dividiendo el total de horas en cada grupo por el total de horas para cada observación temporal, y así controlar por el cambiante tamaño de las encuestas.

Los 64 grupos se definen según género (masculino o femenino), 4 categorías de educación (menos de secundaria, secundaria completa, terciaria incompleta y terciaria completa) y 8 categorías de experiencia potencial de 5 años.⁵ Usualmente hablamos de trabajo *no calificado* refiriendo al primer grupo educativo, *semi-calificado* al segundo, y *calificado* al último. Con la muestra de salarios construimos la matriz W de tamaño (64×27), la cual contiene el salario semanal promedio para cada uno de los 64 grupos en los 14 años (2 observaciones por año, excepto para 2015 donde se dispone de una sola, que resultan en un total de 27). Asimismo,

² También se excluyeron las observaciones con salarios inferiores al percentil 0.5 y mayores que el 99.5 en las encuestas, para eliminar los valores atípicos.

³ La fuente del IPC es el INDEC hasta diciembre de 2005, la provincia de San Luis entre enero de 2006 y julio de 2015, el IPC nacional del Banco Central de la República Argentina hasta diciembre de 2016, y el INDEC nuevamente hasta 2017. Los salarios del segundo y cuarto trimestre se deflactaron con el IPC del último mes del trimestre.

⁴ Desafortunadamente, las semanas trabajadas el año previo no están disponibles en ninguna de las EPH. Por lo tanto, las horas anuales se calculan multiplicando las horas semanales por 4 y luego por 11. Si el último empleo se realizó por menos de 12 meses, las horas semanales se multiplican por 4 y por la cantidad de meses que el trabajador permaneció en ese trabajo.

⁵ La experiencia potencial se obtiene calculando $\min(\text{edad} - \text{años de educación} - 7, \text{edad} - 17)$. Las 8 categorías son 0-4, 5-9, 10-14, 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35 o más años.

para la muestra de conteo obtenemos un vector N de (64×1) , que contiene la proporción promedio de empleo de cada grupo en los catorce años bajo análisis. Los elementos de N se usarán como ponderadores al calcular salarios para grupos agregados.

La ventaja de utilizar el vector N para calcular el salario agregado de un grupo reside en que se obtiene el salario para una población fija, evitando “efectos composición” que pueden afectar un promedio simple. Por ejemplo, una serie temporal de salario semanal promedio para toda la economía se puede obtener realizando la multiplicación $N' W$. Para otros grupos (por ejemplo, los individuos con educación universitaria completa), se toman los elementos del vector N y la matriz W correspondientes y se realiza la misma operación. En Hermo (2017) se utiliza este método para obtener la prima por educación, los salarios diferenciales por nivel de experiencia (otra forma de capital humano), y la brecha salarial de género para los distintos grupos.

Dividiendo los salarios reales en W por el salario real promedio de la economía en cada año se pueden obtener salarios relativos respecto a un conjunto fijo de trabajadores. Tomando un promedio sobre los años se puede obtener un vector similar a N , pero con salarios relativos promedio para cada grupo. Usando estos salarios relativos, Katz y Murphy (1992) proponen medir los niveles de empleo en *unidades de eficiencia*, multiplicando las horas trabajadas en una celda por el salario relativo de esa celda y sumando, logrando así agregar horas trabajadas “homogéneas” para cada subgrupo de trabajadores.⁶ A continuación damos una visión general de cómo se ven los datos para el período bajo análisis. Comparamos los años 2004, 2010, 2015 y 2017. La comparación entre 2015 y 2017 debe mirarse de forma escéptica, dado que la EPH experimentó modificaciones luego del cambio de gobierno a fines de 2015.

II.2. Los salarios relativos

Los años posteriores a 2003 fueron años de crecimiento veloz de la economía, pues se experimentó la recuperación de la fuerte contracción de la crisis de la convertibilidad. Como se puede ver en Hermo (2017), los salarios reales se desplomaron fuertemente en aquella crisis (con caídas de entre el 60 y el 70% en el período 1998-2003). Utilizando la metodología de

⁶ Vale mencionar una importante diferencia en la metodología utilizada en el presente trabajo respecto a Hermo (2017). En ambos casos se calculó el nivel de empleo de un grupo de trabajadores en unidades de eficiencia, multiplicando las horas trabajadas con un salario relativo promedio y sumando. No obstante, en Hermo (2017) se utilizó el salario relativo promedio *del grupo correspondiente*, mientras que aquí utilizamos el salario relativo promedio *de la economía*. Esto explica la divergencia de los resultados actuales con los reportados en aquel trabajo.

agregación con ponderadores fijos discutida en el apartado previo, en la tabla 1 mostramos la evolución de los salarios desde 2004 para algunos grupos seleccionados.

En general, se puede apreciar un patrón sistemático para todos los grupos demográficos. Suba importante del salario entre 2004 y 2010, leve caída en 2010-2015 y una pequeña recuperación entre 2015 y 2017. Ahora bien, el crecimiento a distinto ritmo de la remuneración para los diferentes conjuntos de trabajadores implicó un cambio considerable en la estructura salarial.

Tabla 1. Cambio porcentual en el salario real semanal promedio.

Grupo	2004-2010	2010-2015	2015-2017	2004-2017
Todos	28,69	-1,06	2,15	30,06
Género				
Hombres	27,84	-1,78	1,84	27,88
Mujeres	30,60	0,53	2,79	34,96
Educación				
Hasta secundario incompleto	36,63	3,34	-1,21	39,48
Secundario completo	29,79	-0,63	0,36	29,43
Terciario incompleto	25,91	0,96	4,00	32,20
Terciario completo	21,29	-7,22	7,01	20,41
Experiencia (hombres)				
0-5 años	92,98	-4,74	4,48	92,06
20-30 años	28,70	-3,75	2,81	27,36
Experiencia (mujeres)				
0-5 años	74,89	-0,01	2,52	79,29
20-30 años	24,93	-2,32	3,20	25,93

Nota: Se utilizó la observación del segundo cuatrimestre de cada año.

Un importante precio relativo de la economía es la prima por calificaciones (*the skill premium*), que se suele aproximar por nivel educativo. Notemos que la prima pareciera haberse contraído hasta el año 2015. Esto se explica por el crecimiento a una tasa más lenta de la remuneración al trabajo con mayor calificación en el período 2004-2010 –21,3% subió el salario de individuos con terciario completo, versus 29,8% con secundario completo y 36,6% con menos calificaciones– y la caída más rápida en 2010-2015 –para terciario completo la remuneración cayó 7,2%, contra una caída de 0,6% para secundario completo y suba de 3,3% para trabajadores con menores calificaciones, respectivamente–. Desde 2015, la prima por calificaciones parece volver a crecer, dado que el salario para trabajadores con terciario completo creció 7% versus 0.36% para secundario completo y -1.2% para secundario incompleto o menos. El gráfico A1.1 (ver apéndice 1), que muestra el diferencial salarial promedio entre trabajadores con terciario completo contra secundario completo, y secundario completo contra secundario incompleto o menos, corrobora estas tendencias. La estructura

salarial según nivel educativo se volvió menos polarizada entre niveles educativos, con un leve aumento de la desigualdad hacia fines del período considerado.

Por otro lado, de la tabla 1 se puede inferir que la disparidad salarial de género se redujo, pues el salario de mujeres creció casi 35% entre 2004 y 2017, mientras que el de hombres creció un 28%. El gráfico A1.2 muestra el salario real promedio de las mujeres dividido el de los hombres, para distintos niveles educativos. La caída en la brecha salarial de género se dio principalmente en el período previo a 2010 y para las mujeres de mayor nivel educativo.

Finalmente, vale mencionar la tercer dimensión que utilizamos en nuestro análisis: la experiencia laboral. Es notable como el salario de los nuevos entrantes al mercado laboral (menos de 5 años de experiencia) se incrementó aproximadamente el triple que el salario de los trabajadores más experimentados (entre 20 y 30 años). Las habilidades productivas no sólo se adquieren en las escuelas o universidades, sino también mediante años de entrenamiento en una tarea específica (Becker, 1993). El hecho de que tanto el diferencial por educación como el diferencial por experiencia se hayan reducido indica que la valorización relativa de las habilidades en el mercado laboral ha caído en la economía argentina.

II.3. La oferta relativa

Para estudiar la oferta relativa de trabajo utilizamos la muestra de conteo, con horas laborales medidas en *unidades de eficiencia*. La idea es tomar en cuenta que una hora de trabajo tiene distinto nivel de productividad en distintos empleos, y para poder compararlas hay que medirlas en una unidad común.⁷ Para ello se multiplican las horas por los salarios relativos promedio de cada celda, y luego se normaliza la medición para que la oferta laboral sume uno en cada año.⁸ Los cambios en la participación de empleo de distintos grupos se muestra en la tabla 2.

Como podemos notar aumentó la oferta relativa de trabajo femenino, en un contexto en el que la remuneración salarial de las mujeres creció más que la de los hombres. Esto sugiere que la demanda relativa por trabajadoras aumentó, puesto que observamos tanto suba de salarios como cantidades relativas (y la única forma de que esto suceda es que se desplace la curva de demanda hacia la derecha). La función de producción de la economía argentina probablemente

⁷ La medición en unidades de eficiencia aumenta la ponderación de los grupos que tienen un mayor salario relativo. Por ejemplo, la proporción de cantidad de horas trabajadas por hombres en 2017 fue 62,5% y por mujeres fue 37,5%; pero si medimos el trabajo en unidades de eficiencia obtenemos 65,9% y 34,1% respectivamente (lo cual refleja que el salario de los hombres es mayor en promedio al de las mujeres).

⁸ La motivación de esta normalización reside en que el tamaño de la muestra de la EPH-C cambió a lo largo del tiempo, y nos interesa estudiar cambios relativos sin consideración del nivel absoluto.

experimentó un “cambio sesgado hacia el trabajo femenino”, mejorando la paridad entre géneros.

En la clasificación por nivel educativo se observa una fuerte caída en la participación relativa de individuos de bajas calificaciones (secundario incompleto o menos) y un aumento de la oferta de trabajadores con secundario completo en todos los períodos. Al menos para individuos de baja calificaciones, la correlación entre la suba del salario relativo y la caída de la oferta relativa es consistente con una demanda relativa estable. Para trabajadores con secundario completo la historia no parece tan simple. En relación a individuos con bajas calificaciones subió su número relativo, pero cayó su salario; pero cuando comparamos con trabajadores de altas calificaciones vemos una suba en la cantidad relativa y en el salario relativo. Estos datos parecen sugerir a una intensificación de la estructura productiva argentina en trabajo de calificaciones medias.

Tabla 2. Cambio porcentual en la proporción de empleo sobre el total (en unidades de eficiencia).

Grupo	2004-2010	2010-2015	2015-2017	2004-2017
Género				
Hombres	-2,35	0,38	-4,38	-6,27
Mujeres	5,47	-0,83	9,58	14,62
Educación				
Hasta secundario incompleto	-13,43	-7,39	-3,05	-22,27
Secundario completo	9,54	12,25	2,28	25,76
Terciario incompleto	-0,27	-6,87	6,28	-1,30
Terciario completo	10,63	1,06	-1,90	9,69

Nota: Se utilizó la observación del segundo cuatrimestre de cada año.

La oferta laboral de individuos con terciario completo aumentó velozmente entre 2004 y 2010 y luego se estancó. Una posible explicación de tal fenómeno es que los trabajadores respondieron a la baja remuneración por calificaciones que ofrecía el mercado disminuyendo el grado en que obtienen educación formal.

II.4. La estructura sectorial del empleo

A lo largo del trabajo, las estimaciones de cambios en la demanda relativa utilizan una clasificación de los trabajadores entre 15 sectores económicos y 3 categorías ocupacionales. No obstante, en el apéndice utilizamos clasificaciones de industria y ocupación alternativas con el objetivo de testear la robustez de los resultados.⁹

⁹ Ver el Apéndice de Datos para más detalle sobre cómo se construyeron las clasificaciones.

La tabla 3 muestra la distribución de trabajo promedio de cuatro niveles educativos entre las 15 industrias y las 3 ocupaciones. Notemos como los trabajadores con bajas calificaciones se concentran en industrias como Comercio Minorista, Transporte, Construcción e Industrias de Baja Tecnología.¹⁰ Asimismo, la mayoría se desempeña como Trabajadores de la producción y servicios (en adelante, TPS).

Tabla 3. Distribución de horas trabajadas en unidades de eficiencia según nivel educativo, promedio 2004-2017.

	Hasta secund. inc.	Secundario completo	Terciario incomp.	Terciario completo
Industrias				
Actividades Primarias	2,20	2,11	2,05	2,03
Industrias de baja tecnología ^a	8,17	5,59	3,79	1,81
Industrias de alta tecnología ^b	6,90	8,69	7,21	4,47
Otras industrias	5,58	4,45	3,84	2,38
Construcción	12,46	5,10	2,96	2,16
Servicios de Electricidad, Gas y Agua	0,81	0,98	0,96	0,94
Transporte, Comunicaciones y servs conexos	14,63	10,85	6,88	2,83
Comercio Minorista	20,12	22,48	18,86	7,04
Comercio Mayorista y Reparaciones	5,09	4,37	3,26	1,03
Intermediación Financiera	0,58	3,37	7,52	4,93
Servicios a las empresas y activs. inmobiliarias	4,95	6,89	13,36	15,83
Administración Pública y Defensa	6,48	13,75	14,63	18,21
Educación y Salud	4,19	5,86	9,93	33,19
Servicios Comunitarios y Sociales	3,22	2,89	3,47	2,68
Servicios Personales (incluye serv. Doméstico)	4,63	2,62	1,28	0,47
Ocupaciones^c				
Profesionales, técnicos y gestion (PTG)	0,76	2,92	9,22	45,90
Ventas y Oficina (VO)	19,71	38,07	49,50	22,63
Trabajadores de la producción y servicios (TPS)	79,53	59,01	41,28	31,48

Notas: ^a Incluye Alimentos, bebida, tabaco y textiles. ^b Incluye Productos Químicos y de la refinación de petróleo, productos metálicos, maquinarias y equipos. ^c Refiere a la primera clasificación de ocupaciones (ver apéndice de datos)

Los trabajadores con secundario completo, por su parte, se concentran en los sectores Comercio Minorista, Administración Pública, Transporte y Comunicaciones, e Industrias de Alta Tecnología. Aunque una gran porción de ellos continúa en ocupaciones de la producción, un 40% se desempeña en ventas y oficina (en adelante, VO). Note el lector que, a pesar de la similitud con los trabajadores menos calificados en los sectores económicos, los trabajadores con educación media suelen realizar tareas diferentes.

¹⁰ Al distinguir por género se observa una gran proporción de trabajadoras con baja calificación en servicios personales. No mostramos esta separación por razones de espacio.

Finalmente, los sectores en los que se desempeña una mayor proporción de trabajadores con terciario completo son Educación y Salud, Administración Pública y Servicios a las empresas y actividades inmobiliarias. Una gran proporción de ellos (el 46%) trabaja como Profesionales, técnicos o gestión (en adelante, PTG).

La tabla 4 muestra la proporción promedio de empleo de cada sector en los períodos 2004-2009, 2010-2015 y 2016-2017. De forma similar, se muestra la proporción de cada ocupación. Observar qué sectores ganaron (y perdieron) peso relativo puede dar una pista de cómo se modificó la demanda relativa de empleo *entre sectores*. Por ejemplo, el aumento del sector Construcción probablemente aumente la demanda de trabajo no calificado, mientras que la reducción de Comercio Minorista probablemente la reduzca. Asimismo, el incremento en el peso de Servicios a las Empresas probablemente aumente la demanda de trabajo calificado, mientras que la caída en industrias de alta tecnología tenga el efecto contrario. El efecto neto no está claro a priori.

Tabla 4. Participación porcentual del sector en las horas totales trabajadas medidas en unidades de eficiencia, promedio de períodos seleccionados.

	2004-2009	2010-2015	2016-2017
Industrias			
Actividades Primarias	2,58	2,43	1,89
Industrias de baja tecnología ^a	5,40	4,89	5,18
Industrias de alta tecnología ^b	7,37	6,94	5,63
Otras industrias	4,06	4,37	3,76
Construcción	6,08	6,50	6,72
Servicios de Electricidad, Gas y Agua	0,95	0,97	0,93
Transporte, Comunicaciones y servs conexos	8,74	8,92	8,70
Comercio Minorista	18,91	17,57	16,94
Comercio Mayorista y Reparaciones	3,68	3,57	3,52
Intermediación Financiera	3,46	3,58	3,17
Servicios a las empresas y activs. inmobiliarias	9,96	10,56	10,80
Administración Pública y Defensa	11,32	12,29	13,20
Educación y Salud	12,48	12,32	14,12
Servicios Comunitarios y Sociales	2,74	2,99	3,02
Servicios Personales (incluye serv. Doméstico)	2,27	2,09	2,42
Ocupaciones^c			
Profesionales, técnicos y gestion (PTG)	16,12	15,66	14,84
Ventas y Oficina (VO)	31,12	30,03	28,07
Trabajadores de la producción y servicios (TPS)	48,40	50,19	52,95

Notas: ^a Incluye Alimentos, bebida, tabaco y textiles. ^b Incluye Productos Químicos y de la refinación de petróleo, productos metálicos, maquinarias y equipos. ^c Refiere a la primera clasificación de ocupaciones (ver apéndice de datos)

Por su parte, los cambios en la distribución de empleo según ocupaciones pueden dar alguna idea de los cambios en la demanda *adentro de los sectores*. La caída en las ocupaciones PTG y VO, vis a vis la suba en la categoría TPS, da indicios de una caída de la demanda relativa de trabajo calificado.

III. Dos índices de cambio en la demanda relativa

Una vez discutidas las fluctuaciones de salarios y oferta relativa, presentaremos dos versiones de índices que pretenden estimar el cambio en la demanda de los distintos tipos de trabajo, uno tomado de Katz y Murphy (1992) y el otro de Gasparini et al (2011). Ambos índices pretenden descomponer el cambio en la demanda de un factor de producción entre el efecto *between* -cambios en la demanda atribuibles a modificaciones en la *estructura de la economía*- y el efecto *within* -desplazamientos de la demanda atribuibles a cambios adentro de los sectores económicos, como el *cambio técnico sesgado*-. El punto central de la sección es mostrar que estos índices son diferentes, y pueden contar historias disímiles sobre los movimientos de la demanda relativa. En la sección siguiente veremos que el caso argentino es un ejemplo.

III.1. Cambios en la demanda laboral según Katz y Murphy (1992)

El marco conceptual

El trabajo teórico de Katz y Murphy (1992) en la derivación del índice de cambios en la demanda laboral está motivada por trabajo de Freeman (1975, 1980) y su índice de “manpower requirements”. Este último aproxima el cambio en la demanda de cierto tipo de trabajo como la suma ponderada del cambio en el empleo de cada sector económico, donde los ponderadores son la participación de ese particular tipo de empleo en cada sector.

En lo que sigue presentamos la derivación teórica de este índice realizada por Katz y Murphy (1992). Supongamos una economía compuesta de J sectores económicos, en los cuales se desempeñan firmas competitivas que operan minimizando su costo de producción, y K tipos de trabajo utilizados en el proceso de producción. Podemos escribir el problema de la firma representativa del sector j como sigue

$$\min_{\mathbf{X}_j} \mathbf{W}'\mathbf{X}_j \quad \text{sujeto a } f(\mathbf{X}_j) \geq Y_j ,$$

donde \mathbf{W} es el vector $K \times 1$ de salarios de los distintos tipos de trabajo, \mathbf{X}_j el vector $K \times 1$ de cantidades de insumo de cada tipo de trabajo utilizadas en la producción e Y_j es el producto del

sector j . La solución del problema está dado por las demandas condicionales de factores (que también llamamos \mathbf{X}_j , por simplicidad),

$$\mathbf{X}_j = \mathbf{C}_w^j(\mathbf{W})Y_j, \quad (1)$$

donde $\mathbf{C}_w^j(\mathbf{W})$ es el vector $K \times 1$ de curvas de demanda de factores unitarias.¹¹ El supuesto de que la función de producción presenta retornos constantes a escala justifica escribir las demandas como el producto escalar de las demandas unitarias y la producción del sector.¹² Asumiendo que las demandas unitarias son diferenciables, de (1) podemos obtener

$$d\mathbf{X}_j = \mathbf{C}_w^j(\mathbf{W})dY_j + Y_j\mathbf{C}_{ww}^j(\mathbf{W})d\mathbf{W}. \quad (2)$$

Puesto que la demanda unitaria de factores es homogénea de grado cero en el precio de los factores, el segundo término de (2) se anula. Asimismo, de (1) se puede derivar que $\mathbf{C}_w^j(\mathbf{W}) = (1/Y_j)\mathbf{X}_j$. Reemplazando esta última expresión en (2) y premultiplicando a ambos lados por \mathbf{W}' se obtiene $\mathbf{W}'d\mathbf{X}_j = \mathbf{W}'\mathbf{X}_j(1/Y_j)dY_j$, o alternativamente

$$\frac{dY_j}{Y_j} = \frac{\mathbf{W}'d\mathbf{X}_j}{\mathbf{W}'\mathbf{X}_j}. \quad (3)$$

La ecuación (3) muestra que se puede escribir el cambio porcentual en el producto del sector j en términos del cambio porcentual en el valor de uso de insumos. Reemplazando $\mathbf{C}_w^j(\mathbf{W}) = (1/Y_j)\mathbf{X}_j$ en (2) y agregando entre sectores se obtiene

$$d\mathbf{X} = \sum_j \mathbf{X}_j \frac{dY_j}{Y_j} + \mathbf{C}_{ww}d\mathbf{W} = \sum_j \mathbf{X}_j \frac{\mathbf{W}'d\mathbf{X}_j}{\mathbf{W}'\mathbf{X}_j} + \mathbf{C}_{ww}d\mathbf{W},$$

donde la segunda igualdad usa la ecuación (3). Notemos que $d\mathbf{X}$ es el vector $K \times 1$ de cambios en el nivel de empleo de cada tipo de trabajo y $\mathbf{C}_{ww} = \sum_j Y_j\mathbf{C}_{ww}^j(\mathbf{W})$ es la matriz $K \times K$ que corresponde al promedio ponderado por el nivel de producción de los Hessianos de las funciones de costo unitaria para las J industrias, la cual es semidefinida negativa.¹³

Reordenando y premultiplicando por $d\mathbf{W}$ se obtiene

¹¹ Considere la función de costos total unitaria del sector j , $\mathbf{C}^j(\mathbf{W})$, y el operador derivada respecto a \mathbf{W} , D_w . Por el lema de Shepard, al derivar la función de costos con respecto a los precios de los factores se obtienen las demandas de factores unitarias, $D_w\mathbf{C}^j(\mathbf{W}) = \mathbf{C}_w^j(\mathbf{W})$.

¹² En términos matemáticos, si la función $f(\cdot)$ es homogénea de grado 1, entonces la solución \mathbf{X}_j será homogénea de grado 1 en Y_j , por lo que podemos factorizarlo y escribir (1) en términos de costo unitario. Una explicación detallada del problema de minimización se puede ver en Mas-Colell et al. (1995), Capítulo 5.

¹³ Como mencionamos en la nota al pie 11, derivando la función de costos se obtiene la función de demanda del sector j , $\mathbf{C}_w^j(\mathbf{W})$. La derivada de esta función, $\mathbf{C}_{ww}^j(\mathbf{W})$, ha de ser semidefinida negativa para que el problema se encuentre bien definido. Esta propiedad implica que las curvas de demanda tienen pendiente negativa. Asimismo, la suma de matrices semidefinidas negativas es también semidefinida negativa.

$$d\mathbf{W}' \left(d\mathbf{X} - \sum_j \mathbf{X}_j \frac{\mathbf{W}' d\mathbf{X}_j}{\mathbf{W}' \mathbf{X}_j} \right) = d\mathbf{W}' \mathbf{C}_{ww} d\mathbf{W} \leq 0. \quad (4)$$

La ecuación (4) establece que los precios de los insumos y los cambios en la oferta netos de cambios en la demanda de factores deben covariar negativamente (por lo tanto, su producto es negativo). Supongamos que la demanda de factores no cambiara -i.e., el término con la sumatoria se anula-, uno tendría $d\mathbf{W}' d\mathbf{X} \leq 0$. Aproximando esta ecuación se puede testear la hipótesis de estabilidad de la demanda de trabajo entre dos períodos determinados (ver Katz y Murphy, 1992; y Hermo, 2017).

Ahora bien, si $d\mathbf{W}' d\mathbf{X} > 0$ entonces ciertamente la demanda de trabajo ha de estar cambiando. También es posible que los precios y cantidades de los distintos tipos de trabajo covaríen negativamente e, igualmente, se presenten cambios en la demanda. Por lo tanto, vale la pena intentar aproximar

$$\Delta \mathbf{D} = \sum_j \mathbf{X}_j \frac{\mathbf{W}' d\mathbf{X}_j}{\mathbf{W}' \mathbf{X}_j}. \quad (5)$$

El vector de $(K \times 1)$ dado por $\Delta \mathbf{D}$ expresa el cambio en la demanda de los factores (o tipos de empleo) como la suma ponderada de empleo sectorial de cada factor, donde los ponderadores están dados por el cambio porcentual en el uso del factor en el sector (o, recordando (3), por el cambio porcentual en el tamaño del sector). Notemos que el índice utiliza directamente las cantidades y precios de equilibrio del mercado laboral, por lo que las magnitudes son directamente medibles. La interpretación intuitiva es que “aquellos *inputs* utilizados fuertemente en sectores que se están expandiendo habrán aumentado su demanda, mientras que los *inputs* utilizados mayormente en sectores que se están contrayendo experimentarán una demanda en caída.” (Katz y Murphy, 1992, p. 59. Traducción propia.)

No obstante, vale aclarar que, cuando los salarios están cambiando, el índice dado por (5) presenta sesgo. La razón es que el cambio en los salarios de los distintos tipos de trabajo puede afectar el nivel de producción de los sectores. Pero el índice asume que esos factores están fijos y, de ese modo, pretende capturar el efecto de cambios en la demanda no motivados por cambios en \mathbf{W} , sino por otros shocks -como cambios en los precios de los productos-. Como argumenta formalmente Katz y Murphy (1992), aquellos sectores que utilizan intensivamente un tipo de empleo cuyo salario relativo aumentó tenderán a achicarse, y viceversa. Por lo tanto, $\Delta \mathbf{D}$ estará probablemente *sesgado hacia abajo*.

El índice

El índice de cambio en la demanda laboral por el grupo k entre J industrias relativo al nivel de empleo del grupo k en el año base, E_k , es

$$\Delta X_k^d = \frac{\Delta D_k}{E_k} = \frac{1}{E_k} \sum_j E_{jk} \frac{\Delta E_j}{E_j} = \frac{\sum_j \alpha_{jk} \Delta E_j}{E_k}, \quad (6)$$

donde $\alpha_{jk} = E_{jk}/E_j$ es la proporción de empleo del grupo k en el sector j . El nivel de empleo es medido en unidades de eficiencia, ponderando las horas trabajadas por el salario relativo del particular tipo de trabajo. Notemos que ΔD_k corresponde a una de las “filas” del índice dado por la ecuación (5), i.e., tomamos el tipo de empleo k entre los K posibles. El cambio proporcional en el valor del uso del empleo k en el sector j es aproximado por $\Delta E_j/E_j$. Dividimos por E_k para normalizar, por lo que (6) se puede interpretar como el cambio en el empleo de tipo k relativo al nivel de empleo de ese mismo tipo.

Para implementar la ecuación (6) se separa a los trabajadores en m industrias y n ocupaciones. El cambio en la demanda relativa por el grupo k total (ΔX_k^d) se calcula usando (6) donde j indexa las $m \cdot n$ combinaciones posibles entre industrias y ocupaciones. Del mismo modo, el cambio en la demanda *entre industrias* (efecto *between*), ΔX_k^b , se obtiene cuando j indexa únicamente los m sectores económicos. El cambio en la demanda *al interior* de las industrias (efecto *within*) se obtiene por diferencia, $\Delta X_k^w = \Delta X_k^d - \Delta X_k^b$.

Realicemos un ejercicio hipotético para entender un poco mejor el índice. Supongamos que estamos analizando el grupo educativo de individuos con universitario completo (UC). Para simplificar, focalicemos en un único sector: industria financiera (IF). La contribución de ese sector al cambio *between* será $\alpha_{IF,UC} \Delta E_{IF} / E_{UC}$. Ahora separemos al sector IF en dos ocupaciones, gestión y ventas (GV) y operarios (OP). La contribución al cambio *total* del sector financiero será $(\alpha_{IF-GV,UC} \Delta E_{IF-GV} + \alpha_{IF-O,UC} \Delta E_{IF-O}) / E_{UC}$. Imaginemos que se introdujeron los cajeros automáticos en los bancos, por lo que cayó el subsector operarios y creció el gestión y ventas para el empleo calificado mientras se mantenía constante el tamaño de la industria financiera -es decir, $\Delta E_{IF-O} < 0$ y $\Delta E_{IF-GV} > 0$, mientras que $\Delta E_{IF} \approx 0$ -. Pero, dado que los trabajadores con UC están concentrados en gestión y ventas tenemos que $\alpha_{IF-GV,UC} \Delta E_{IF-GV} > \alpha_{IF-O,UC} \Delta E_{IF-O}$. Así, en este escenario el efecto *total* es positivo mientras que el efecto *between* es nulo (dado el supuesto $\Delta E_{IF} = 0$), lo que implica que el índice medirá un efecto *within* positivo. Este análisis parece estar justificado a priori, y pareciera tener sentido llamar a un

efecto within positivo cambio tecnológico sesgado a las habilidades (*skill-biased technical change*).

Como vemos, dos factores son centrales para determinar el signo y magnitud de los índices: el cambio en el empleo de los sectores y subsectores (incluyendo ocupación) de la economía, y la distribución de los distintos tipos de trabajo dentro del sector.

III.2. Cambios en la demanda laboral según Gasparini et al (2011)

A pesar de que Gasparini et al (2011) afirman estar “siguiendo” a Katz y Murphy (1992)¹⁴, la descomposición entre efecto *between* y *within* que utilizan es de una naturaleza diferente. Su enfoque es similar al utilizado en trabajos como Berman et al. (1994), Sasaki y Sakura (2004) y Tüzemen y Willis (2013). Veremos que, a pesar de que los índices son de naturaleza diferente, la justificación del índice y descomposición de los efectos es a priori “creíble”. Pasemos a las ecuaciones.

Nuevamente, disponemos de K tipos de empleo y J sectores laborales. El porcentaje de empleo de tipo k será la suma del empleo en cada uno de los sectores, $E_k/E = \sum_j E_{kj}/E$. Multiplicando y dividiendo por E_j en el lado derecho resulta

$$\frac{E_k}{E} = \sum_j \alpha_{kj} \theta_j, \quad (7)$$

donde $\alpha_{kj} = E_{kj}/E_j$ es, como en el índice K&M, la proporción de empleo de tipo k utilizada en el sector j , y $\theta_j = E_j/E$ es la proporción de empleo del sector j sobre el total de empleo. Diferenciando totalmente (7) se puede aproximar el cambio en la utilización de empleo de tipo k como

$$\Delta \left(\frac{E_k}{E} \right) = \sum_j \alpha_{kj} \Delta \theta_j + \sum_j \theta_j \Delta \alpha_{kj}. \quad (8)$$

Para realizar los cálculos con (8) utilizaremos un año base, con el cual se obtendrá α_{kj} y θ_j . $\Delta \theta_j$ y $\Delta \alpha_{kj}$ se calcularán para los dos años que se pretenden comparar. El primer término, $\sum_j \alpha_{kj} \Delta \theta_j$, se suele interpretar como el *efecto between*, pues se trata del cambio en el empleo explicado por modificaciones en la estructura económica. Por ejemplo, si un sector que utiliza mucho trabajo de tipo k (α_{kj} “grande”) aumenta su tamaño relativo ($\Delta \theta_j > 0$), eso hará subir fuertemente la demanda de empleo k . Por su parte, el segundo término es el *efecto within*, ya que captura el cambio en el empleo que se debe a modificaciones en la distribución de empleo

¹⁴ Ver página 18, al comienzo de la sección 5.2.

de tipo k . Por ejemplo, si aumenta la proporción de empleo k dentro de muchos sectores ($\Delta\alpha_{kj} > 0$) entonces este efecto será potencialmente grande.

Vale mencionar que, por construcción, la suma de cambios entre los distintos tipos de empleo será siempre cero, i.e., $\sum_k \Delta(E_k/E) = 0$. Esto no tiene por qué darse en el índice K&M, pues estamos aproximando el cambio en la demanda de tipo k en relación al nivel de empleo de ese tipo y no descomponiendo su variación porcentual. De manera similar, si sumamos el efecto *between* (o *within*) para los distintos tipos de empleo obtendremos cero. Estas peculiaridades fuerzan algunos resultados que podrían no ser razonables, como veremos a continuación.

III.3. Discusión

El índice K&M define una estructura de J sectores económicos y estima el cambio en la demanda relativa de empleo k como la suma ponderada del cambio en el empleo en esos sectores, donde los ponderadores son la participación del empleo de tipo k en el sector. Este índice, como vimos, se puede derivar de teoría económica con algunos supuestos sobre el comportamiento de las firmas y su función de producción. Si pretendemos que nuestras herramientas empíricas estén basadas en la teoría, entonces este es ciertamente un valor.

Ahora bien, comparemos el índice de Katz y Murphy (1992) con el índice de Gasparini et al. (2011) respecto al cálculo del efecto *total*. Resulta evidente que la demanda de un tipo de empleo podría estar subiendo y al mismo tiempo la proporción de empleo de ese tipo cayendo. Es condición necesaria para ello que caiga la oferta relativa. Por ejemplo, la proporción de trabajo no calificado podría estar cayendo porque la gente aumenta su nivel de escolaridad, y al mismo tiempo el perfil de crecimiento de la economía podría estar aumentando su demanda relativa.

Ahora bien, el efecto total no es muy relevante si lo que nos interesa es analizar la descomposición de empleo entre estos tipos de trabajo. En lo que concierne al efecto *between*, las mediciones coincidirán en signo. Esto se debe a que estamos considerando las mismas $J = 15$ industrias, por lo que los ΔE_j de la ecuación (6) tendrán el mismo signo que los $\Delta\theta_j$ de (8), mientras los α_{jk} son los mismos. En otras palabras, en ambos casos tenemos $\sum_j \alpha_{jk} \Delta E_j$, en (6) dividimos por E_k y en (8) por E .

En el efecto *within* se encuentran las mayores diferencias. El índice K&M se obtiene por diferencia. Si el aumento del empleo estuvo concentrado en ocupaciones con alto porcentaje de trabajo de tipo k , entonces probablemente el índice *total* sea más grande que el índice *between*

-resultando en un efecto *within* positivo-. Pero si el aumento de empleo estuvo concentrado en ocupaciones con baja participación de empleo de tipo k , el efecto *within* medido será negativo. Por su parte, el índice AdD ignora la dimensión de ocupaciones y considera que el efecto *within* fue positivo si en una cantidad suficiente de sectores aumentó la proporción de empleo de tipo k , mientras que arroja un efecto *within* negativo en caso contrario.

¿Qué medición del efecto *within* es mejor? Como suele ser el caso, depende de la pregunta que estamos intentando resolver. Si pretendemos capturar un cambio técnico sesgado a trabajo calificado en los datos, probablemente el índice K&M es mejor. *Un aumento de la proporción de trabajo calificado en muchos sectores económicos no necesariamente implica que hubo un cambio técnico.* Es posible que los trabajadores completen un nivel educativo, pero sigan haciendo las mismas tareas que antes. Un ejemplo, quizás algo extremo, es el siguiente. Supongamos que muchos ciudadanos de cierto país están obteniendo un título terciario, pero luego tienen dificultades para encontrar trabajo. Digamos que el turismo crece en el país, por lo que se requieren muchos choferes, y los recientes graduados que no encuentran empleo van a ese sector. En ese caso el sector Transporte aumentará su proporción de empleo de alta calificación, pero ciertamente no se trata de un cambio técnico. El índice AdD dará un cambio técnico positivo para el trabajo calificado, mientras que K&M no -debido a que el aumento de empleo estuvo concentrado en industrias tradicionales de trabajo no calificado-.

Para el trabajo calificado, ambos índices coincidirán en el efecto *within* si el aumento de trabajo calificado se concentra en ocupaciones donde hay un alto porcentaje de ese tipo de empleo (lo que hará que el efecto total sea mayor al efecto *between* en el índice K&M). Pero este podría no ser el caso. Si aumenta la proporción de trabajo calificado, pero en ocupaciones en las que el trabajo calificado es un porcentaje menor, entonces el índice AdD será positivo y el K&M negativo (pues el efecto *total* será menor al *within*).

Algo similar ocurre con el trabajo no calificado. Si cae la proporción de trabajo no calificado, y esa caída está concentrada en ocupaciones con bajo porcentaje de ese tipo de trabajo, entonces ambos índices darán como resultado un efecto *within* negativo. Pero si la caída se da en el resto de las ocupaciones, en donde el trabajo no calificado es muy relevante, el efecto *within* según el índice K&M será positivo (el cambio *total* será mayor al *between*). Como veremos a continuación, los resultados contradictorios entre estos índices caracterizaron a la economía argentina en los últimos 14 años.

IV. Las estimaciones de cambios en la demanda relativa para Argentina

Las principales estimaciones de los cambios en la demanda relativa se realizaron para el grupo de 15 sectores económicos y 3 categorías ocupacionales usadas anteriormente (ver sección II.4). Se utilizaron las dos metodologías mencionadas arriba para los períodos 2004-2010, 2010-2015 y 2015-2017. Recordemos que la comparación entre 2015 y 2017 debe tomarse con cautela, ya que como consecuencia del cambio en la conducción del INDEC probablemente se haya modificado la estructura de la EPH. El principal resultado es que los dos índices dan una imagen distinta de lo que sucedió en Argentina en los últimos años.

Por cuestiones de espacio, enviamos al apéndice tres estimaciones extra que consideramos importantes. En el apéndice 2 se replicaron las estimaciones de Ciaschi y Christmann (2016) - quienes construyen sobre Gasparini et al (2011)- utilizando 3 niveles educativos y 10 sectores económicos, con el objetivo de corroborar que la metodología utilizada es efectivamente la misma que los mencionados autores. Los resultados se asemejan mucho a los obtenidos por los autores citados. En el apéndice 3 mostramos las mismas estimaciones que en esta sección, pero separando a los trabajadores por género. Se pueden observar algunas diferencias entre hombres y mujeres. No obstante, el resultado contradictorio principal que motivó este trabajo se mantiene. Finalmente, en el apéndice 4 realizamos la misma estimación pero utilizando una definición alternativa de la variable ocupación con el objetivo de mostrar que los resultados no dependen de la misma.¹⁵

IV.1. Las estimaciones según Katz y Murphy (1992)

La tabla 5 muestra los resultados de la aplicación del índice dado por la ecuación (6). Inicialmente, consideramos cada una de las intersecciones entre los 15 sectores y las 3 ocupaciones como una industria diferente, y a partir de estas 45 categorías calculamos el efecto total (ΔX^d). Luego, ignoramos las ocupaciones y aplicamos (6) utilizando los 15 sectores económicos para obtener el efecto *between* (ΔX^b). Finalmente, obtuvimos el efecto *within* por diferencia ($\Delta X^w = \Delta X^d - \Delta X^b$).

Según este índice, para los individuos con pocas calificaciones (hasta secundario incompleto) parece haber subido la demanda relativa en todo el período. Este efecto acompañó a la caída en la oferta (tabla 2) y probablemente impulsó el salario relativo de este grupo aún más. Por su

¹⁵ Dos estimaciones extra quedaron fuera del trabajo. Una que utiliza el año 2009 en vez del 2010, y la otra que utiliza 10 sectores económicos en vez de 15. Los principales resultados son robustos a esta modificación.

parte, los trabajadores calificados (con terciario completo) experimentaron una demanda en retroceso, lo cual tiene el efecto de acompañar el aumento de la oferta relativa de este tipo de trabajo (tabla 2) en presionar a la caída del salario relativo. La demanda total para secundario completo y terciario incompleto se comportó de manera similar, con una leve caída en el primer y tercer período, y una pequeña suba en el segundo.

Tabla 5. Índice de cambio en la demanda relativa según Katz y Murphy (1992). Variaciones totales entre períodos seleccionados.

	Hasta secund. incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
Efecto Total				
2004-2010	1.45	-0.71	-0.84	-0.57
2010-2015	0.63	0.95	0.66	-1.79
2015-2017	0.49	-0.77	-1.01	0.59
Efecto Between				
2004-2010	-0.40	-0.99	-0.05	1.26
2010-2015	-0.18	-0.85	-0.92	1.31
2015-2017	-1.57	-1.18	-0.43	2.77
Efecto Within				
2004-2010	1.85	0.28	-0.79	-1.84
2010-2015	0.81	1.80	1.58	-3.10
2015-2017	2.06	0.41	-0.58	-2.18

Nota: Los números reportados son la estimación de ΔX^d -ecuación (6)- multiplicada por 100. El año base es el promedio de 2004 a 2017. La medición total calcula el índice en base a 45 categorías de sector económico-ocupación, el efecto *between* utiliza 15 categorías de sector económico, y el efecto *within* se calcula por diferencia.

El resultado más interesante se encuentra en la descomposición de este efecto. El efecto *between* resulta negativo para individuos con bajas calificaciones y positivo para individuos con altas calificaciones. Como consecuencia, el efecto *within* fue positivo para individuos del primer grupo y negativo para individuos del segundo. Este resultado es muy llamativo, pues implica que hubo un *cambio ¿técnico? sesgado a trabajo poco calificado*. El efecto *within* también fue positivo para trabajadores con secundario completo, indicando un sesgo en el crecimiento económico hacia habilidades medias.

Según estos resultados, la economía argentina se está volviendo menos intensiva en trabajo calificado, y más intensiva en trabajo poco calificado y semi calificado. Como veremos a continuación, el índice Add arroja exactamente el resultado contrario.

IV.2. Las estimaciones según Gasparini et al (2011)

Los resultados de estimar la ecuación (8) se muestran en la tabla 6. Esta estimación utiliza los 15 sectores económicos e ignora la dimensión de ocupación del trabajador.

El efecto total refleja el cambio en la proporción de cada tipo de empleo, por lo que no sorprende que coincida con las estimaciones de la tabla 2. El trabajo de bajas calificaciones (hasta secundario incompleto) cayó, mientras subía el trabajo de calificaciones medias (secundario completo) y altas (terciario completo). No obstante, el aumento en la oferta laboral de trabajadores con calificaciones altas se desaceleró en 2010-2015, y se volvió a acelerar levemente en 2015-2017.¹⁶ El ritmo de aumento de los trabajadores con secundario completo se mantuvo más estable.

Tabla 6. Índice de cambio en la demanda relativa según Gasparini et al (2011). Variaciones totales entre períodos seleccionados.

	Hasta secund. incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
Efecto Total				
2004-2010	-4.63	2.38	-0.30	2.55
2010-2015	-2.42	2.35	-0.67	0.74
2015-2017	-1.17	0.46	0.37	0.34
Efecto Between				
2004-2010	-0.12	-0.26	-0.01	0.38
2010-2015	-0.04	-0.23	-0.12	0.39
2015-2017	-0.47	-0.31	-0.06	0.84
Efecto Within				
2004-2010	-4.45	2.62	-0.32	2.14
2010-2015	-2.38	2.54	-0.54	0.38
2015-2017	-0.69	0.86	0.41	-0.58

Nota: Los números reportados son la estimación de cada uno de los tres miembros de la ecuación (8) multiplicados por 100. El año base es el promedio de 2004 a 2017.

Vale mencionar que estos resultados no deben interpretarse como un cambio en la demanda, sino más bien como un cambio en la cantidad de equilibrio. Como es bien sabido, es posible que la cantidad comerciada en algún mercado caiga y al mismo tiempo la demanda de ese producto haya aumentado (como parece ser el caso en Argentina para, por ejemplo, el trabajo no calificado).

¹⁶ La tabla muestra variaciones *totales*. Para compararlas deben llevarse a términos *anuales*, dividiendo por la cantidad de años que pasaron entre los extremos.

Una vez más, lo más interesante se encuentra en la descomposición. Ahora, el efecto *within* para trabajadores con bajas calificaciones fue negativo, y para trabajadores de calificaciones medias y altas fue positivo. En promedio, la proporción de trabajo no calificado cae adentro de los sectores económicos, mientras que la proporción de trabajo semi-calificado y altamente calificado aumenta. Este efecto se puede interpretar como *cambio técnico sesgado hacia el trabajo calificado*, y como notará el lector es opuesto a los resultados de la tabla 5.

IV.3. Discusión

Disponemos de dos descomposiciones de cambio en el empleo, las cuales, a pesar de calcularse por medios distintos, razonablemente se pueden interpretar como efecto *between* y *within*. A priori, uno esperaría que den resultados similares (al menos en la dirección del efecto). El hecho de que no sea este el caso requiere una explicación.

Entendiendo los cálculos

Un hecho indudable es que cayó la proporción de empleo de baja calificación, y aumentó la correspondiente a calificación media y alta a lo largo del período (aunque a tasas variables). Sin embargo, también subió la proporción de Trabajadores de la Producción y Servicios (*TPS*) y cayó la de Profesionales, Técnicos y Gestión (*PTG*) y Ventas y Oficina (*VO*) -ver tabla 4-. Como muestra el gráfico 1, esta tendencia se verifica también adentro de cada grupo educativo: la proporción de *TPS* aumentó para cada uno de ellos.

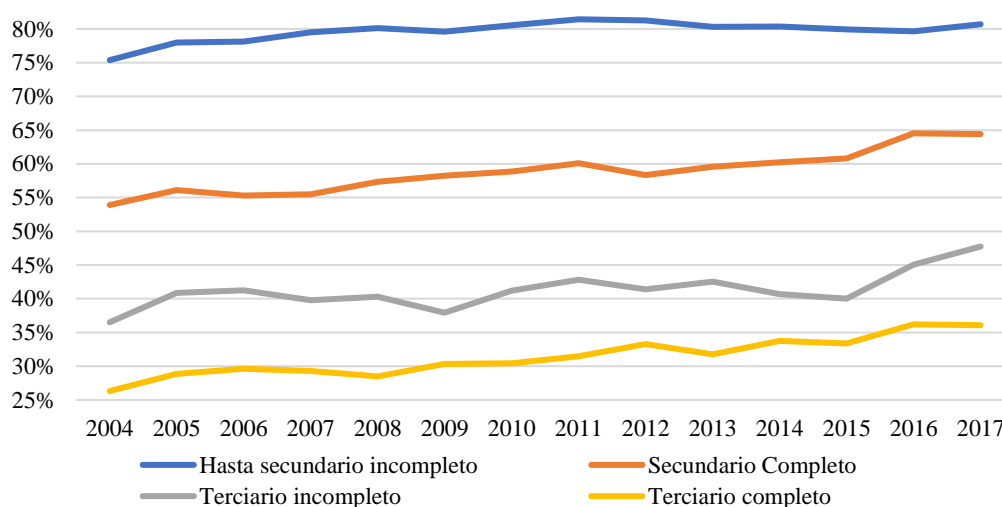
Este hecho tiene importantes consecuencias para el cálculo de los índices. Puesto que aumentó la escolaridad promedio de los trabajadores, el efecto *within* según AdD será probablemente positivo.¹⁷ En otras palabras, el efecto *within* positivo está motorizado por el aumento de la proporción de trabajadores con alta educación en la mayoría de los sectores (lo cual sucedió porque subió la proporción de ese tipo de trabajo en la economía).

Pero a su vez, las ocupaciones asociadas a *PTG* y *VO* disminuyeron su participación, mientras que aumentó la de *TPS*. Focalicemos en el cálculo del índice total de K&M, calculado usando (6) cuando *j* indexa las 45 combinaciones de sector económico y ocupación. El índice *total* será mayor al *between* para trabajadores poco calificados debido a que el mayor aumento de empleo se dio en sectores con mayoría de trabajadores *TPS*, por lo que lo ponderaremos por un α_{jk} más grande al calcular el efecto total. Por ende, el efecto *within* será positivo para este grupo.

¹⁷ Usamos la palabra “probablemente” porque el índice pondera por el tamaño del sector, por tanto la sumatoria podría ser negativa.

De forma similar, podemos argumentar que el índice *total* será menor al *between* para trabajadores con alta calificación. La razón es que el aumento del empleo de los sectores estuvo concentrado en ocupaciones *TPS*, en las cuales la proporción de trabajo calificado es baja. Así, ponderaremos los cambios en el empleo de los sectores por un α_{jk} menor al calcular el efecto total. Como consecuencia, el efecto *within* será negativo.

Gráfico 1. Porcentaje de trabajadores en cada grupo educativo con ocupación como Trabajador de la producción y servicios.



En el apéndice 5 podemos ver la contribución de cada sector económico al cálculo de ambos índices para trabajadores calificados.¹⁸ La figura A5.1 muestra el período 2004-2010, y la figura A5.2 los años 2010-2015. Los sectores 8) Comercio Minorista, 12) Administración Pública y Defensa, y 13) Educación y Salud son los que más contribuyeron al efecto *within* negativo en el período 2004-2010. Como muestra el efecto *within* del índice Add, en todos estos sectores aumentó la proporción de trabajadores con altas calificaciones. Sin embargo, ese crecimiento estuvo concentrado en ocupaciones de la producción y servicios, *TPS*, en donde este tipo de trabajo es minoría (y, por ende, tiene un menor ponderador α_{jk}). En otras palabras, estos sectores incorporaron trabajadores con terciario completo pero en tareas que probablemente no requieran esa calificación. El resto de los sectores muestra un efecto *within* prácticamente nulo.

En el período 2010-2015, los sectores 12) y 13) se cuentan de nuevo entre los que más contribuyeron al efecto *within* negativo, pero ahora se agregan 2) Industria de baja tecnología y 3) Industria de alta tecnología. Ambos sectores se contrajeron, con una reducción de la

¹⁸ Realizamos este análisis sólo para trabajo calificado por razones de brevedad. Los gráficos del efecto total para el índice K&M muestran la suma de las 3 ocupaciones de cada sector.

porción de trabajo calificado, como muestra el efecto *within* negativo de AdD. A diferencia del período anterior, esta caída estuvo concentrada en ocupaciones en donde los trabajadores calificados son mayoría -*PTG* y *VO*-, lo cual se refleja en un efecto *total* menor al *between*. En los sectores 12) y 13) se observó un comportamiento similar al período 2004-2010, con una leve suba en la proporción de trabajadores de educación alta, pero concentrada en la ocupación *TPS*. Finalmente, vale la pena mencionar en el sector 11) Servicios a las empresas y actividades inmobiliarias, con un efecto *within* positivo según K&M y negativo según AdD. La reducción del trabajo de calificaciones altas estuvo concentrada en ocupaciones *TPS*, mientras que el trabajo en *PTG* (profesionales, técnicos y gestión) aumentó. Dado que el trabajo calificado se concentra en *PTG*, el efecto *within* dio positivo según K&M.

¿Cambio técnico sesgado?

Podemos afirmar, entonces, que en Argentina cayó el empleo de baja calificación, pero esa caída estuvo concentrada en ocupaciones no tradicionales de ese tipo de empleo (como gestión y ventas). Además, subió el empleo de calificación alta, pero concentrado en ocupaciones que quizás no requieren alta calificación (relacionadas directamente a la producción y servicios). Ahora bien, la pregunta es ¿hubo un cambio técnico sesgado a trabajo calificado en Argentina? ¿O fue más bien sesgado a trabajo no calificado?

Los datos parecen indicar que no hubo cambio técnico sesgado a trabajo calificado. A pesar de que aumentó la proporción de trabajadores calificados y semi calificados, estos trabajadores continuaron haciendo tareas similares, o incluso con menor requerimiento de altas calificaciones (aumentaron las tareas asociadas a producción y servicios, y disminuyeron las asociadas a gestión, profesionales, técnicos, ventas y oficinas). Anteriormente ejemplificamos con los sectores 12 y 13, en los cuales el cambio técnico “sesgado a no calificados” parece haber sido mayor.

Podríamos afirmar que hubo cambio técnico sesgado cuando, además de aumentar las calificaciones formales aumenten las tareas que requieren un uso intensivo de esas habilidades. El caso del sector 11 -Servicios a las empresas y actividades inmobiliarias- en el período 2010-2015 para trabajadores con terciario completo es un ejemplo, pues allí hubo un aumento de las ocupaciones profesionales y de gestión y caída en aquellas asociadas directamente a la producción.

Qué índice utilizar

Ambos índices proveen información relevante para entender los datos. Es seguramente un objetivo deseable que aumente el nivel de calificaciones de la fuerza laboral, y resulta de interés observar si tal aumento se debió a una suba en las calificaciones adentro de los sectores, o a un crecimiento de los sectores con más trabajadores calificados. El índice AdD nos permite conocer esa descomposición.

Pero la relación entre una suba en las habilidades de la fuerza laboral de un sector y el cambio tecnológico no es obvia. Nuevos trabajadores con terciario completo podrían estar realizando tareas que no requieren tal certificación. El cambio tecnológico requiere que los trabajadores realicen tareas nuevas. La introducción de una maquinaria, por ejemplo, aumentará el requerimiento de trabajadores calificados, pero también modificará las ocupaciones dentro de la fábrica -más técnicos, menos operarios-. *Observar que cayó la proporción de trabajo no calificado, y subió la proporción de trabajo calificado, no es suficiente para indicar que hubo cambio técnico.* La experiencia argentina parece indicar que el índice K&M es necesario para analizar este aspecto.

V. Reflexiones finales

Gran parte de la empresa científica consiste en realizan estimaciones y cálculos basados en los datos que pretenden identificar alguna variable teórica. Para que esos esfuerzos tengan algún sentido, es necesario que esas estimaciones sean robustas y no dependan del particular instrumento o método que se use para obtenerlas. Imagine el lector qué credibilidad tendría la conclusión de que la tierra gira alrededor del sol si un método de medición indicara ese resultado, pero otro distinto señalara que el sol es en realidad el que gira alrededor de la tierra. O bien uno de los métodos no funciona, o bien miden cosas diferentes. En este caso nos encontramos con una situación semejante.

Buscando la fuente de los cambios en la demanda relativa de trabajo, nos encontramos con dos índices que realizan una separación teóricamente justificable entre efecto *between* y *within*. Pero, para nuestra sorpresa, los índices arrojan conclusiones contradictorias. Uno de ellos, el desarrollado por Katz y Murphy (1992), señala que en Argentina existió un efecto *within* positivo para trabajo poco calificado y negativo para trabajo calificado. El otro, utilizado por Gasparini et al. (2011) y otros, indica lo contrario. El trabajo, motivado por este resultado, intentó analizar en profundidad estos índices para dilucidar con mayor precisión qué están midiendo y entender mejor qué sucedió en Argentina.

Mostramos que la descomposición de esos efectos es de una naturaleza diferente en cada índice. Mientras que en la estimación del efecto *between* los índices coincidirán, los efectos *within* miden un aspecto distinto en cada caso. El índice usado por Gasparini et al. (2011) considera que la demanda relativa de trabajo de tipo k se incrementa *adentro* de los sectores económicos si aumenta la proporción de ese tipo de empleo en una mayoría de las industrias, manteniendo fijo su tamaño -ver ecuación (8)-. Pero esto no es suficiente para observar un efecto *within* positivo en la estimación basada en Katz y Murphy (1992). Para ello necesitamos que en las ocupaciones con mayor proporción de empleo de tipo k la cantidad de horas trabajadas (medidas en unidades de eficiencia) suba con mayor intensidad que en el sector económico. Estos resultados nos lleva a preguntarnos, ¿qué es el cambio técnico sesgado las habilidades? ¿Alcanza con que aumente la proporción de trabajadores con altas calificaciones en los distintos sectores económicos?

En Argentina en los últimos 14 años se dio el caso particular de suba en la escolaridad promedio en los sectores económicos, pero caída en las ocupaciones que usualmente se asocian a las habilidades altas. Concluimos que muy probablemente el cambio técnico sesgado no ha sido una fuente de aumento de la demanda relativa de trabajo calificado. De hecho, la caída de la valoración relativa de las habilidades -como muestran los salarios relativos- apunta en esa conclusión.

Apéndices

Apéndice 1. Gráficos de salarios relativos

A continuación se muestran gráficos de prima salarial por educación y diferencial salarial por género. El gráfico A1 se construyó utilizando: (i) una matriz de salarios \tilde{W} de tamaño 16×27 , compuesta de 8 filas para hombres y 8 para mujeres en las que se almacena el cociente del salario de los grupos siendo comparados para las 8 categorías de experiencia en los 27 trimestres-años, y (ii) la matriz \tilde{N} de tamaño 16×1 con las correspondientes participaciones promedio en el empleo. La serie se obtiene de realizar $\tilde{N}' \tilde{W}$. El gráfico A2 se construyó de forma similar, pero en ese caso la matriz \hat{W} de tamaño 32×27 almacena el cociente entre el salario de los hombres y el de las mujeres para cada nivel educativo y categoría de experiencia.

Gráfico A1.1. Prima salarial por educación.

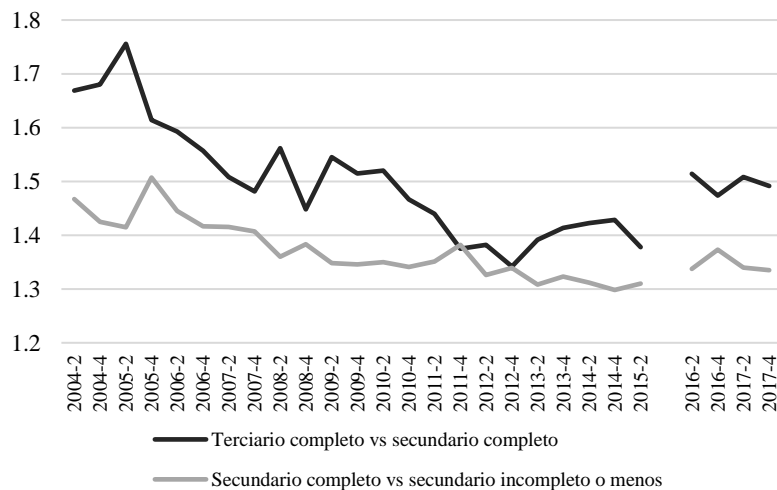
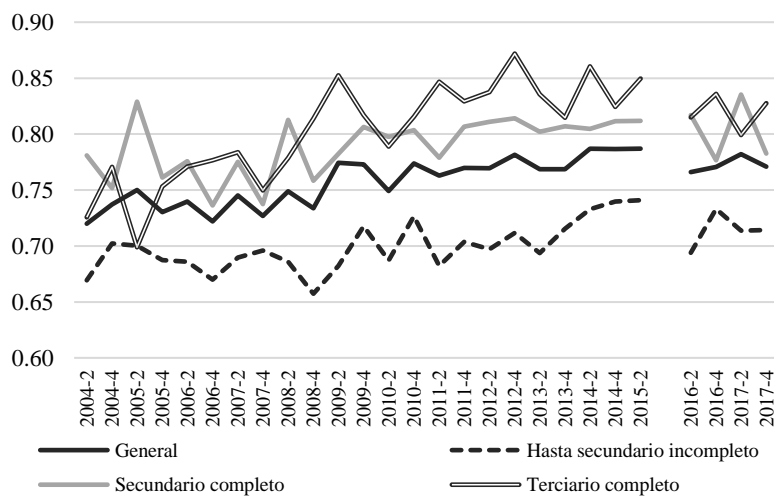


Gráfico A1.2. Diferencial salarial por género según niveles educativos.



Apéndice 2. Replicación de las estimaciones de Ciaschi y Christmann (2016)

Los resultados de la Tabla III de Ciaschi y Christmann (2016) se replican en la tabla A2.1 para los mismos períodos temporales. Las categorías educacionales son No calificados, Semi calificados y Calificados. Los primeros incluyen individuos con secundario incompleto o menor nivel de instrucción, los segundos incluyen trabajadores con secundario completo o algún terciario, los últimos son los trabajadores que completaron un nivel de terciario. En la estimación se aplica la ecuación (8), computando las diferencias entre los años a comparar y utilizando como año base el primero de ellos.

Tabla A2.1. Descomposición del cambio en el empleo con el método de Gasparini et al (2011). Variaciones anuales porcentuales.

Efecto Total					
2003-2009			2009-2015		
Calificados	Semi Calificados	No Calificados	Calificados	Semi Calificados	No Calificados
0.51	0.42	-0.94	0.17	0.42	-0.59
Efecto between					
2003-2009			2009-2015		
Calificados	Semi Calificados	No Calificados	Calificados	Semi Calificados	No Calificados
0.21	-0.08	-0.14	0.01	-0.01	0.00
Efecto within					
2003-2009			2009-2015		
Calificados	Semi Calificados	No Calificados	Calificados	Semi Calificados	No Calificados
0.30	0.50	-0.81	0.16	0.41	-0.59

Nota: se realizaron mínimos ajustes a los números del efecto within para que el efecto total sea exactamente igual a la suma del between y el within. En algunos casos había diferencias de algunos décimos.

Invitamos al lector a corroborar por sí mismo que las estimaciones son muy similares a las obtenidas por los autores citados. Las pequeñas diferencias se pueden atribuir al uso de criterios diferentes para procesar las bases de datos crudas y agrupar a los trabajadores según industrias o nivel educativo.

Apéndice 3. Cambios en la demanda relativa. Desagregación por género.

Las tablas A3.1 y A3.2 muestran los cambios en la demanda relativa según los índices de cambio en la demanda relativa controlando por género.

Tabla A3.1. Índice de cambio en la demanda relativa según Katz y Murphy (2011). Variaciones totales entre períodos seleccionados.

(a) Hombres				
Hombres	Hasta secund. incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
Efecto Total				
2004-2010	3.00	0.70	-0.30	-0.73
2010-2015	0.85	0.67	-0.03	-2.95
2015-2017	-0.60	-1.25	-1.62	-1.25
Efecto Between				
2004-2010	0.55	-0.31	-0.21	1.07
2010-2015	0.28	-0.61	-0.73	1.51
2015-2017	-3.54	-2.64	-1.21	1.42
Efecto Within				
2004-2010	2.45	1.01	-0.09	-1.81
2010-2015	0.57	1.29	0.70	-4.46
2015-2017	2.95	1.39	-0.41	-2.67
(b) Mujeres				
Mujeres	Hasta secund. incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
Efecto Total				
2004-2010	-4.07	-3.87	-2.16	-1.28
2010-2015	-0.48	1.32	1.82	-0.15
2015-2017	5.17	0.63	0.52	2.72
Efecto Between				
2004-2010	-4.47	-1.99	-0.45	1.34
2010-2015	-3.69	-2.13	-0.26	1.83
2015-2017	5.96	3.01	2.44	4.87
Efecto Within				
2004-2010	0.40	-1.87	-1.71	-2.62
2010-2015	3.21	3.46	2.08	-1.98
2015-2017	-0.79	-2.38	-1.92	-2.15

Nota: Los números reportados son la estimación de ΔX^d -ecuación (6)- multiplicada por 100. El año base es el promedio de 2004 a 2017. La medición total calcula el índice en base a 45 categorías de sector económico-ocupación, el efecto between utiliza 15 categorías de sector económico, y el efecto within se calcula por diferencia.

Tabla A3.2. Índice de cambio en la demanda relativa según Gasparini et al (2011). Variaciones totales entre períodos seleccionados.

(a) Hombres				
	Hasta secund. incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
Efecto Total				
2004-2010	-4.10	2.08	-0.02	0.30
2010-2015	-2.17	2.27	-0.79	0.59
2015-2017	-1.93	-0.54	0.09	-0.26
Efecto Between				
2004-2010	0.15	-0.06	-0.02	0.17
2010-2015	0.08	-0.12	-0.06	0.24
2015-2017	-0.93	-0.50	-0.10	0.22
Efecto Within				
2004-2010	-4.20	2.15	-0.04	0.06
2010-2015	-2.24	2.37	-0.75	0.36
2015-2017	-1.07	0.06	0.18	-0.43
(b) Mujeres				
Mujeres	Hasta secund. incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
Efecto Total				
2004-2010	-0.89	0.55	0.03	2.04
2010-2015	-0.52	0.57	-0.24	0.29
2015-2017	0.22	0.80	0.52	1.10
Efecto Between				
2004-2010	-0.25	-0.14	-0.02	0.18
2010-2015	-0.21	-0.16	-0.01	0.24
2015-2017	0.34	0.22	0.10	0.65
Efecto Within				
2004-2010	-0.61	0.66	0.06	1.92
2010-2015	-0.34	0.73	-0.21	0.08
2015-2017	-0.07	0.58	0.42	0.33

Nota: Los números reportados son la estimación de cada uno de los tres miembros de la ecuación (8) multiplicados por 100. El año base es el promedio de 2004 a 2017.

Apéndice 4. Estimaciones utilizando una definición alternativa de la variable ocupación

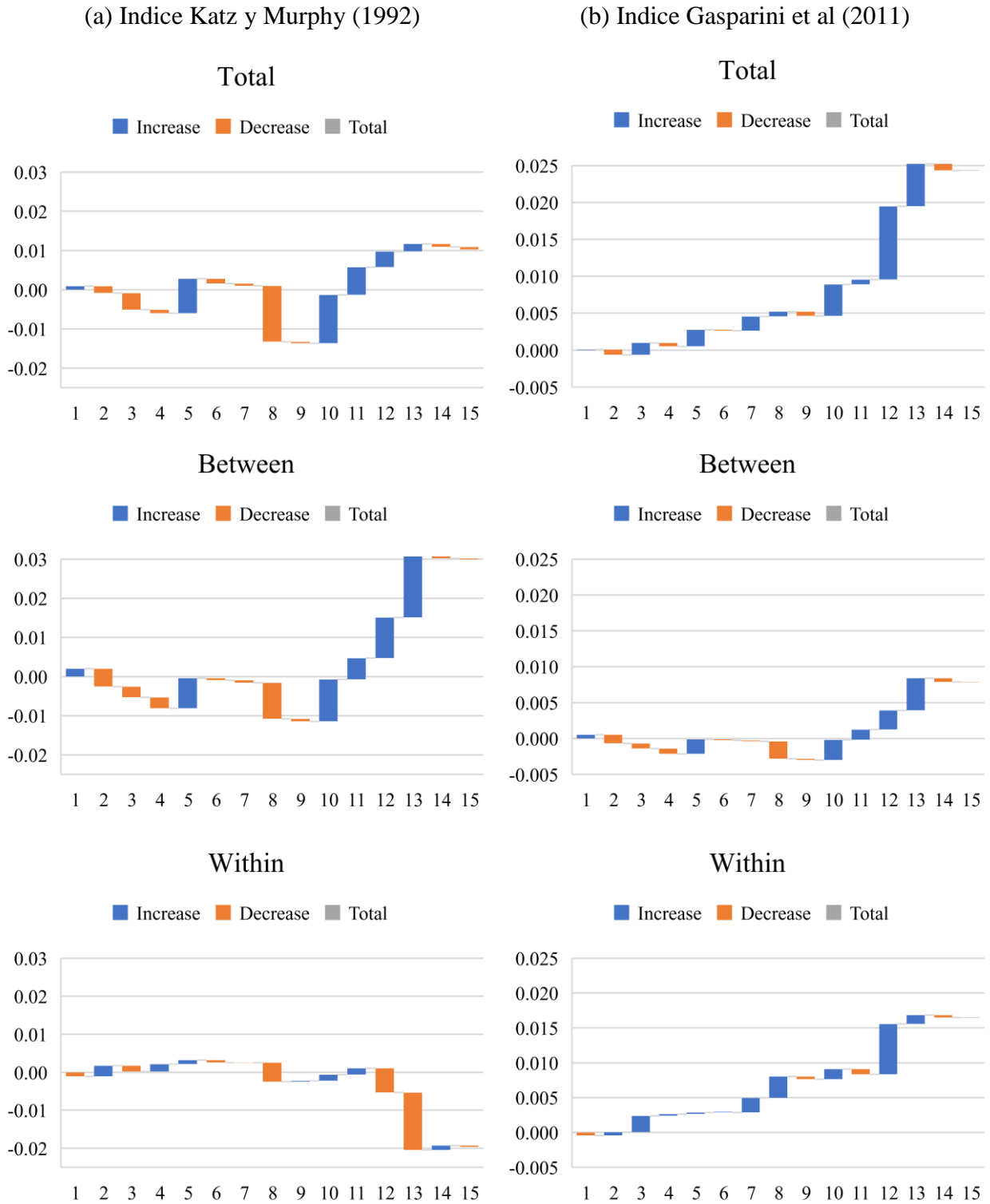
Tabla A4. Índice de cambio en la demanda relativa según Katz y Murphy (1992) utilizando una definición alternativa de ocupación. Variaciones totales entre períodos seleccionados.

	Hasta secund. incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
Efecto Total				
2004-2009	0.92	-0.96	-0.67	0.17
2009-2015	1.75	0.59	-0.79	-1.96
2015-2017	-1.30	-1.24	-1.11	2.88
Efecto Between				
2004-2009	-0.40	-0.99	-0.05	1.26
2009-2015	-0.18	-0.85	-0.92	1.31
2015-2017	-1.57	-1.18	-0.43	2.77
Efecto Within				
2004-2009	1.31	0.03	-0.62	-1.09
2009-2015	1.93	1.44	0.13	-3.27
2015-2017	0.27	-0.06	-0.68	0.11

Nota: Los números reportados son la estimación de ΔX^d -ecuación (6)- multiplicada por 100. El año base es el promedio de 2004 a 2017. La medición total calcula el índice en base a 45 categorías de sector económico-ocupación², el efecto between utiliza 15 categorías de sector económico, y el efecto within se calcula por diferencia.

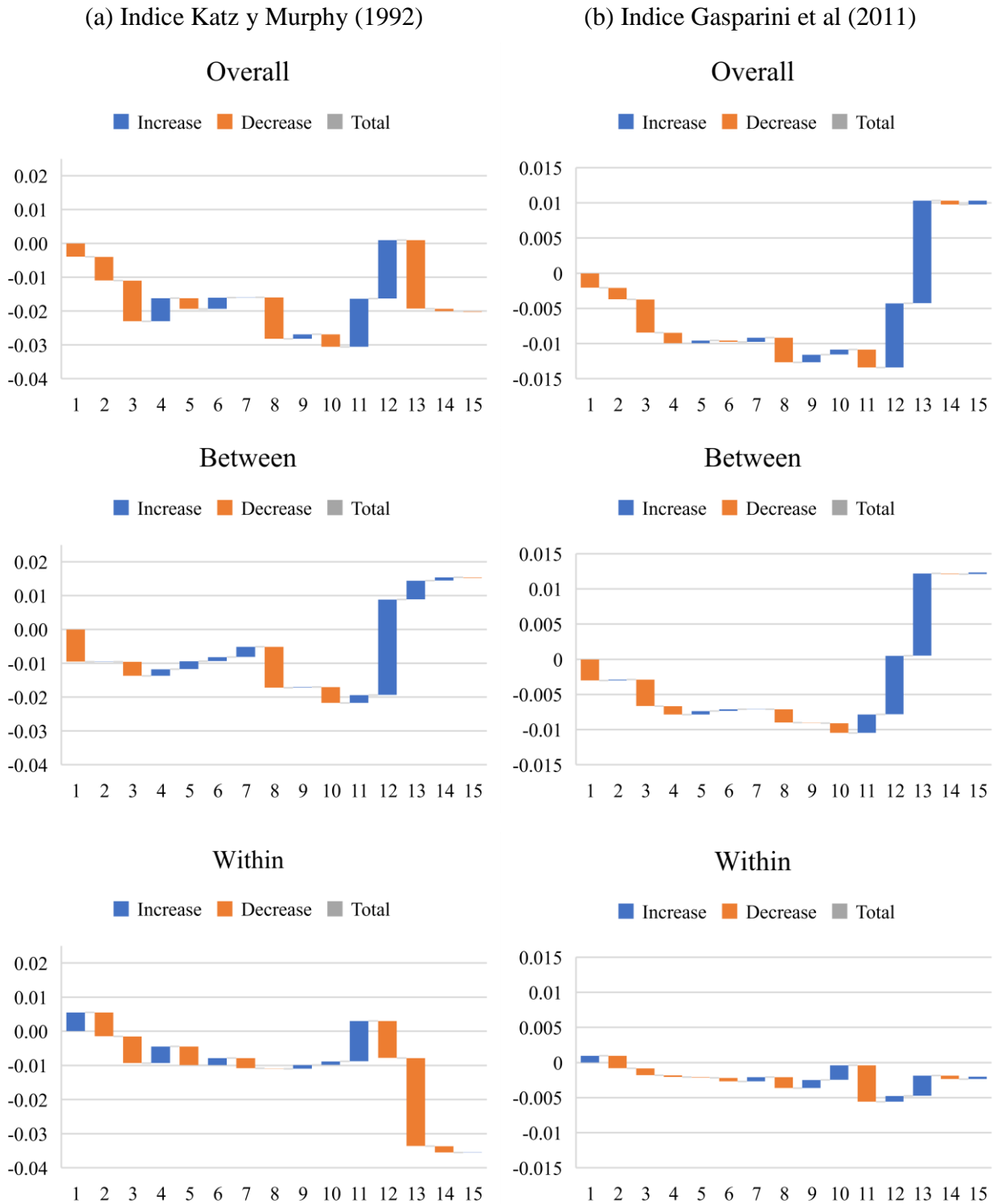
Apéndice 5. Contribución a los índices por sector económico para terciario completo

Figura A5.1. Contribución de cada industria a la estimación del efecto between y within para trabajadores con terciario completo, período 2004-2010.



Nota: Los gráficos del efecto total para el índice K&M muestran la suma de las 3 ocupaciones de cada sector. Los 15 sectores son los detallados en el apéndice de datos.

Figura A5.2. Contribución de cada industria a la estimación del efecto between y within para trabajadores con terciario completo, período 2010-2015.



Nota: Los gráficos del efecto total para el índice K&M muestran la suma de las 3 ocupaciones de cada sector. Los 15 sectores son los detallados en el apéndice de datos.

Apéndice de datos

Todos los cálculos se realizaron con una base de datos construida con la *Encuesta Permanente de Hogares Continua* (EPH-C) de INDEC. La EPH-C se realiza cuatro veces al año, una vez por trimestre. Se utilizan los datos de todos los aglomerados, en los trimestre II (abril, mayo, junio) y IV (octubre, noviembre, diciembre).

Se construyeron dos variables de sector económico con la variable *pp04b_cod* de la EPH cruda. Una de ellas agrupa los sectores en 15 (entre paréntesis el código CAES¹⁹): 1) Actividades Primarias (0100 a 1400), 2) Industria de baja tecnología (1500 a 1902), 3) Industria de alta tecnología (2300 a 2502, 2700, 2800 a 3509), 4) Otras industrias manufactureras (2200 a 2209, 2500 a 2609, 2700, 3600 a 3700), 5) Construcción (4500), 6) Servicios de electricidad, agua y transporte (4000 a 4100), 7) Transporte y servicios conexos (6000 a 6409), 8) Comercio al por menor (5005, 5303 a 5310, 5500 a 5503), 9) Comercio al por mayor y reparaciones (5000 a 5004, 5300 a 5302, 7202, 5311), 10) Intermediación Financiera (6500, 6600, 6700 a 6702), 11) Servicios a las empresas y actividades inmobiliarias (7000, 7100 a 7103, 7201, 7400 a 7409, 6402), 12) Administración pública y defensa (7500 a 7503), 13) Educación y salud (8000 a 8009, 8500 a 8503), 14) Servicios comunitarios y sociales (9000, 9100 a 9204, 9900), 15) Servicios personales, incluido servicio doméstico (9300 a 9309, 9500). La otra variable agrupa los 15 sectores en 10 para corresponder con Ciaschi y Christmann (2016).

Asimismo, se construyeron dos variables de categoría ocupacional basadas en la clasificación de ocupaciones de INDEC (2001). La primera de ellas se divide en: 1) Profesionales y Dirección (todas las calificaciones con quinto dígito 1, y aquellas con primeros dos dígitos 00 a 03 y 07), 2) Ventas y Oficina (aquellos con primeros dos dígitos 04 a 06 y 10 a 33, pero sin quinto dígito 1, y los códigos 34312 a 34319 y 35332 a 35339), y 3) Trabajadores de la producción y servicios y técnicos (aquellos con primeros dos dígitos 34 a 92, pero sin quinto dígito 1, y los códigos 30322 a 30329 y 30332 a 30339). La segunda se divide en: 1) Gestión y Directivos (primeros dos dígitos 01 a 07), 2) Administrativos y Comercialización (primeros dos dígitos 10 a 33, y 43), y 3) Trabajadores de la producción y servicios (el resto). En general utilizamos la primer clasificación, utilizando la segunda como chequeo de robustez de los resultados.

¹⁹ En 2011 el INDEC comenzó a utilizar una nueva versión de CAES, el CAES 1.0. La correspondencia entre ambos se puede ver en INDEC (2011).

Referencias

- Becker, G. (1993). *Human Capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Chicago: The University of Chicago Press. Third Edition.
- Berman, E., Bound, J., & Griliches, Z. (1994). Changes in the demand for skilled labor within US manufacturing: evidence from the annual survey of manufactures. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 367-397.
- Card, D., & Lemieux, T. (2001). Can falling supply explain the rising return to college for younger men? A cohort-based analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705-746.
- Card, D., & DiNardo, J. E. (2002). Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles. *Journal of labor economics*, 20(4), 733-783.
- Ciaschi, M. O. & Christmann, F. N. (2016). Retornos a la Educación y Estancamiento de la Caída de la Desigualdad en Argentina, 2003-2015. *Annals of the Asociación Argentina de Economía Política*.
- Cruces, G., Domenech, C. G., & Gasparini, L. (2012). Inequality in education: evidence for Latin America. Working paper 135, *CEDLAS*.
- Freeman, R. B. (1975). Overinvestment in college training? *The Journal of Human Resources*, Vol. 10, No. 3, pp. 287-311
- Freeman, R. B. (1979). An empirical analysis of the fixed coefficient “manpower requirements” model, 1960-1970. *The Journal of Human Resources*, Vol. 15, No. 2, pp. 176-199.
- Gasparini, L., Galiani, S., Cruces, G., & Acosta, P. (2011). Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America. Evidence from a Supply-Demand framework, 1990-2010. Working Paper 127, *CEDLAS*.
- Galiani, S., & Porto, G. G. (2010). Trends in Tariff Reforms and in the Structure of Wages. *The Review of Economics and Statistics*, 92(3), 482-494.
- Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2004). Trade, inequality, and poverty: What do we know? Evidence from recent trade liberalization episodes in developing countries. Working Paper w10593, *National Bureau of Economic Research*.

Goldin, C., & Katz, L. F. (2007). Long-run changes in the US wage structure: narrowing, widening, polarizing. Working paper w13568, *National Bureau of Economic Research*. Updated 2009 version.

Katz, L. F., & Murphy, K. M. (1992). Changes in relative wages, 1963–1987: supply and demand factors. *The quarterly journal of economics*, 107(1), 35-78.

INDEC (2001). Clasificador Nacional de Ocupaciones, Versión 2001. Link: http://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/menusuperior/eph/EPHcontinua_CNO2001_reducido_09.pdf

INDEC (2011). Clasificador de Actividades Económicas para encuestas sociodemográficas del Mercosur. Versión 1.0. Link: http://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/menusuperior/eph/caes_mercosur_1.0.pdf

Mas-Colell, A., Whinston, M. D., and Green, J. R. (1995). *Microeconomic theory*. New York: Oxford university press.

Manacorda, M., Sánchez-Páramo, C., & Schady, N. (2010). Changes in returns to education in Latin America: The role of demand and supply of skills. *ILR Review*, 63(2), 307-326.

Murphy, K. M., & Welch, F. (1992). The structure of wages. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 285-326.

Murphy, K. M., & Saez, E. (2015). Income and Wealth in America. Chapter 6 in *Inequality and Economic Policy*. Hoover Institution, 2015.

Murphy, K. M., & Topel, R. H. (2016). Human capital investment, inequality, and economic growth. *Journal of Labor Economics*, 34(S2), S99-S127.

Sasaki, H., & Sakura, K. (2005). Changes in the demand for skilled labor within Japan's manufacturing sector: Effects of skill-biased technological change and globalization. *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 05-E-12. Bank of Japan.

Tüzemen, D., & Willis, J. (2013). The vanishing middle: Job polarization and workers' response to the decline in middle-skill jobs. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 5.