

Prima salarial al uso de computadora en el trabajo. Evidencia de microdatos para México*

Wage Premium to Computer Use at Work.
Microdata Evidence for Mexico

*Gustavo Félix-Verduzco
y Aldo Josafat Torres García***

ABSTRACT

Background: The hypothesis on the existence of a wage premium for using computer at work is tested. So far, most studies have focused on developed countries and few on developing countries.

Methods: We consider worker's characteristics, employers, and regional heterogeneity of labor markets to estimate wage equations with mixed effects. As an alternative method, we also estimate wage differentials using matching techniques.

Results: The evidence, with 2006 and 2014 data, is favorable to the hypothesis. The most modest estimates indicate a premium between 17 and 19% for the most intensive users.

Conclusions: Acceptance means that the computer is part of technological change that increases productivity, which encourages employers to pay a premium to skilled workers. It indicates to the country the importance of reducing the digital divide in both skilled workers and companies that adopt the technology.

Key words: biased technological change; computer; wage disparities. *JEL Classification:* J31, O33.

* Artículo recibido el 30 de noviembre de 2016 y aceptado el 30 de mayo de 2017. Los errores remanentes son responsabilidad de los autores.

** Gustavo Félix-Verduzco, Centro de Investigaciones Socioeconómicas (CISE), Universidad Autónoma de Coahuila (correo electrónico: gustavo.felix@uadec.edu.mx). Aldo Josafat Torres García, Facultad de Economía Internacional, Universidad Autónoma de Chihuahua (correo electrónico: ajtorres@uach.mx).

RESUMEN

Antecedentes: Se contrasta la hipótesis de existencia de una prima salarial con el uso de computadora en el trabajo. Hasta ahora la mayoría de los estudios se han enfocado en países desarrollados y muy pocos en países en desarrollo.

Métodos: Se estiman ecuaciones salariales con efectos mixtos que incorporan características de trabajadores y empleadores que controlan la heterogeneidad regional de los mercados laborales. También se utiliza un método alternativo para calcular las diferencias salariales mediante técnicas de emparejamiento.

Resultados: La evidencia, con información de 2006 y 2014, es favorable a la hipótesis. Las estimaciones más modestas indican una prima entre 17 y 19% para los usuarios más intensivos.

Conclusiones: La aceptación significa que la computadora es parte del cambio tecnológico que aumenta la productividad, lo que incentiva a empleadores a pagar una prima a los trabajadores habilitados. Indica, además, para el país la importancia de reducir la brecha digital tanto en trabajadores capacitados como en empresas que adopten la tecnología.

Palabras clave: cambio tecnológico sesgado; computadora; diferencias salariales.
Clasificación JEL: J31, O33.

INTRODUCCIÓN

En la literatura se ha investigado acerca del impacto del cambio tecnológico sobre el mercado laboral. En particular se discute la hipótesis del cambio tecnológico sesgado, la cual postula que las nuevas tecnologías son complementarias al trabajo calificado y que aumentan la productividad, la demanda y los salarios relativos de los trabajadores de ese tipo de trabajo (Bound y Johnson, 1992; Katz y Murphy, 1992; Berman, Bound y Griliches 1994; Berman, Bound y Machin, 1998; Autor, Katz y Krueger, 1998 y 2003; Katz y Autor, 1999; Acemoglu, 2002; Card y DiNardo, 2002).

Krueger (1993) fue pionero al caracterizar el cambio tecnológico con el uso de la computadora en su estudio para los Estados Unidos. Después de controlar diversos aspectos, profundizó en la hipótesis de que quienes utilizan computadora en el trabajo obtienen una prima salarial, y encontró que éstos ganan entre 10 y 15% más que los no usuarios.

Una hipótesis alternativa plantea dudas sobre la dirección de la causalidad. DiNardo y Pischke (1997), en un estudio para Alemania, encuentran

que las diferencias salariales entre usuarios y no usuarios son similares a las de Krueger (1993), sin embargo, sugieren que los trabajadores con mayores habilidades son capaces de utilizar computadora y que el hecho de ser mejor pagados es una prima a sus habilidades en general, no necesariamente por sus habilidades en el uso de la computadora.

La revisión de literatura confirma que la mayoría de los estudios empíricos sobre la relación entre el uso de computadora y los salarios se han enfocado en países desarrollados y muy pocos en países en desarrollo. En estos estudios, independientemente de que apoyen la hipótesis de causalidad en una u otra dirección, hay coincidencia al reconocer que la disparidad salarial es favorable para quienes utilizan computadora en el trabajo.

Por esa razón, a medida que haya asimetrías en las oportunidades para adquirir habilidades relacionadas con el uso de la computadora, habrá una fuente adicional para la reproducción y acentuación de desigualdades en el ingreso. En el caso de México la brecha en el uso de computadora es elevada cuando se le compara con países desarrollados: en 2009 el porcentaje de hogares con acceso a computadora era 26.8; para el mismo año en Francia el porcentaje fue 69.2; 84.1% en Alemania; 87.2% en Japón; 66.3% en España y 81.2% en el Reino Unido (OCDE, 2011). Adicionalmente, a nivel de usuarios individuales, en México el porcentaje de trabajadores capaces de utilizar computadora aumentó de manera importante de 2006 a 2014 de 32.4 a 51.4%). No obstante, los porcentajes de quienes efectivamente la utilizan en el trabajo son significativamente más bajos: de 21.7 a 28%); lo cual indica una posible subutilización de nuevas tecnologías asociadas al uso productivo de la computadora.

La hipótesis principal apoya que el uso de computadora en el trabajo es parte del cambio tecnológico que permite aumentar la productividad, por ello está relacionada con mayores ingresos laborales. Sin embargo, uno de los problemas al contrastar la hipótesis es que los usuarios podrían estar asociados a otros factores tanto del capital humano como de las características del empleo, por lo que éstos deben ser controlados para reparar en el efecto del uso de la computadora. Por esa razón, la metodología utilizada en esta investigación incluye tanto técnicas econométricas que incorporan al máximo posible las características de trabajadores y empleadores, como técnicas de emparejamiento basadas en puntajes de propensión (*matching propensity score*) y en el vecino más cercano (*nearest neighbor matching*), las cuales permiten comparar medias salariales entre usuarios y no usuarios

con características similares. Las aplicaciones empíricas se realizan combinando dos bases de microdatos relacionadas, la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) y el módulo sobre el uso de tecnologías de la información en los hogares, ambas referidas los segundos trimestres de 2006 y 2014.

Las diferencias salariales se analizan considerando únicamente a los trabajadores de tiempo completo empleados por un patrón. El análisis reconoce que no todos los individuos tienen la preparación académica para aprender a usar de manera productiva la computadora; por esa razón, las comparaciones se realizan primero entre todos los individuos y posteriormente entre aquéllos cuya escolaridad es mayor o igual a secundaria completa. En ambos casos, la evidencia del presente trabajo es favorable a la existencia de la prima salarial.

Además de la introducción, el documento se compone de cinco secciones. En la primera se revisa la literatura sobre la relación entre cambio tecnológico sesgado, uso de computadora en el trabajo y estructura salarial; en la sección II se resumen algunos hechos acerca del uso de la computadora en México, en general y en el trabajo, por parte de las personas de 15 o más años de edad. La tercera sección presenta la metodología y los datos utilizados para el contraste de la hipótesis; en la sección IV se analizan los resultados y, finalmente, se presentan las conclusiones.

I. REVISIÓN DE LITERATURA

El aumento de la desigualdad salarial desde finales de la década de 1970 y principios de la de 1980 en los Estados Unidos y en el Reino Unido generó gran interés sobre el tema, lo que se tradujo en la búsqueda de explicaciones relacionadas con el cambio tecnológico (Davis y Haltiwanger, 1991; Bound y Johnson, 1992; Katz y Murphy, 1992; Krueger, 1993; Katz y Autor, 1999; Card y DiNardo, 2002; Acemoglu, 2002).

Parte de la literatura considera que el cambio tecnológico tiene efectos sesgados sobre la estructura laboral y los salarios. Por ende, se propone que la adopción tecnológica en las empresas es complementaria a los trabajadores calificados y sustitutiva de trabajadores con baja calificación. La complementariedad entre tecnología y calificación implica aumentos de productividad, demanda laboral y salarios relativos de los trabajadores calificados. Por su parte, el carácter sustitutivo de la tecnología hacia los tra-

bajadores sin calificación ocasiona la disminución de su demanda y salarios relativos. Este efecto es conocido en la literatura como “hipótesis del cambio tecnológico sesgado” (Acemoglu, 2002; Autor, Katz y Krueger, 1998 y 2003; Berman, Bound y Griliches, 1994; Card y DiNardo, 2002; Dunne, Haltiwanger y Foster, 2004).

La computadora, considerada como tecnología de propósito general que se incorpora en casi todas las etapas de los procesos productivos, es la caracterización representativa del cambio tecnológico que se generó a partir de la creación del primer microprocesador en 1971. Al menos en los países desarrollados, la intensificación del uso de la computadora a finales de la década de 1970 y principios de la de 1980 coincidió en tiempo con el incremento de la desigualdad salarial. Por esa razón se ha discutido que la incorporación de esta tecnología a los procesos productivos representa el principal cambio tecnológico con impactos significativos sobre el mercado laboral. Así que, en buena medida, las disparidades salariales empezaron a ser atribuidas al cambio tecnológico inducido por el uso de computadoras (Krueger, 1993; DiNardo y Pischke, 1997; Autor, Katz y Krueger, 1998 y 2003; Katz y Autor, 1999; Acemoglu, 2002; Card y DiNardo, 2002).

Empíricamente, los trabajos de Krueger (1993) y DiNardo y Pischke (1997), establecieron las bases para la discusión sobre el papel del uso de la computadora en los cambios de la estructura salarial. Krueger (1993) verifica si los individuos que utilizan computadora en el trabajo obtienen mayores salarios. La principal implicación detrás de la hipótesis es que la utilización de computadora está asociada al aumento de la productividad y, por ende, de los salarios. Krueger, en su estudio con microdatos para los Estados Unidos, después de controlar diversas características individuales, encuentra que quienes utilizan computadora en el trabajo ganan entre 10 y 15% más que los no usuarios. El autor establece que las posibles causas de la disparidad son que la nueva tecnología les permitió aumentar la productividad o que los trabajadores ya eran los más hábiles antes de la introducción de la computadora. También propone que el uso de computadoras explica buena parte del rendimiento en la educación, apoyado esto en el argumento de que los trabajadores con más escolaridad tienen mayor propensión al uso de computadoras.

DiNardo y Pischke (1997) ponen en duda que las diferencias salariales favorables para quienes utilizan computadora en el trabajo sean en realidad una prima asociada a esa habilidad, así que se inclinan por la hipótesis alter-

nativa y proponen que los trabajadores con mayor capacidad y salarios son quienes utilizan computadora, por lo que el diferencial se debe en realidad a las habilidades no observables relacionadas positivamente con el uso de la computadora. Mediante un análisis realizado para Alemania, los autores encuentran diferencias salariales de similar magnitud a las encontradas por Krueger (1993), pero las asocian no sólo a la utilización de computadora, sino al uso de otras herramientas de oficina, reforzando el planteamiento de que estos trabajadores tienen otras destrezas no observables.

Posteriormente, casi todos los estudios empíricos que contrastan la existencia de un vínculo directo entre el uso productivo de la computadora y los salarios se han enfocado en los casos de países desarrollados y muy pocos lo han hecho para países en desarrollo. A continuación, se resumen los principales hallazgos.

En línea con la hipótesis alternativa se ubica el trabajo de Oosterbeek (1997), quien para el caso de Holanda encuentra diferencias salariales de 11% en favor de los usuarios de computadora en el trabajo; sólo que, debido a que la prima no varía con la intensidad de uso, el autor atribuye que las diferencias se deben a la heterogeneidad no observable de los individuos.

Chennells y Van Reenen (1997 y 1998) establecen que las empresas británicas que pagan salarios más elevados tienen mayor probabilidad de introducir nuevas tecnologías, lo que refuta la hipótesis principal, bajo la cual las nuevas tecnologías son las que inducen el aumento de los salarios.

Entorf y Kramarz (1997) utilizaron información longitudinal para una muestra de trabajadores en Francia (1991 a 1993). En su análisis estiman modelos *cross section* y también con panel. Con el primero emulan los resultados de Krueger (1993), ya que los trabajadores usuarios de nuevas tecnologías relacionadas con la computadora ganaban de 15 a 20% más que los no usuarios. Sin embargo, cuando incluyen en el *cross section* la utilización de otro tipo de nuevas tecnologías para captar el efecto de la heterogeneidad no observable en las capacidades individuales, encuentran que la prima por el uso de computadora se reduce a la mitad. Por su parte, con el análisis de panel encuentran que la prima salarial por el uso de computadoras es de 2%, cantidad 10 veces menor que el primer resultado y cinco veces que el segundo, pero que continúa favoreciendo la hipótesis principal.

Pabilonia y Zoghi (2005) utilizan microdatos longitudinales de 1999 a 2002 para una muestra de trabajadores de Canadá. Estiman una ecuación salarial controlando primero la heterogeneidad individual con efectos fijos

y luego el sesgo de selección con variable instrumental. En el primer caso encuentran que la prima salarial por el uso de computadora es de 1.2%, agregando 0.3% por año de experiencia. En el modelo con reducción del sesgo por selección reportan que el diferencial salarial se atribuye en su totalidad a la experiencia en el uso de computadora en 2% por año.

Oosterbeek y Ponce (2011) utilizan microdatos longitudinales para Ecuador. En un primer análisis donde controlan por factores inobservables, encuentran que los usuarios de computadora ganan 20% más que los no usuarios. Sin embargo, en el análisis con panel de datos, al considerar efectos fijos individuales, el diferencial no es distinto de cero; resultado que toman como base para descartar la hipótesis de la relación de causalidad entre uso de computadora, productividad y salarios.

En otros estudios realizados con datos *cross section*, Reilly (1995), en un análisis con microdatos para Canadá, estimó para 1979 que los usuarios de computadora en el trabajo ganaban 13.5% más que los no usuarios. Miller y Mulvey (1997), dependiendo de la especificación de la ecuación salarial, estiman para Australia primas de 10 a 15 % en 1993. Para el Reino Unido Arabsheibani, Emami y Marin (2004) estiman primas salariales de 23 y 20% en 1985 y 1990, respectivamente. Liu, Tsou y Hammit (2004), con microdatos de 1999 para Taiwán y un modelo tipo Heckman, controlan la simultaneidad entre el uso de computadora y salarios y encuentran que los individuos usuarios de computadora en el trabajo ganan 14% más que los no usuarios.

Dolton y Makepeace (2004) utilizan microdatos longitudinales para Gran Bretaña, referentes a una muestra de individuos nacidos en una semana específica de 1958; disponen de información para dos momentos del tiempo (1991 y 2000) y analizan las diferencias salariales considerando tres tipos de individuos: los que utilizaron computadora en el trabajo en los dos momentos; los que la utilizaron sólo en el primero y los que la utilizaban sólo en el segundo. En todos los casos las comparaciones son con referencia a los no usuarios. Estiman tres especificaciones econométricas: *cross section*, primeras diferencias y modelo de valor agregado. Este último refiere una especificación en la que la ecuación del último periodo (contemporánea) incluye como regresor los rendimientos previos. De acuerdo con los autores, esta adición permite considerar los factores observables que han cambiado antes del segundo momento, además de considerar las características individuales no observables, lo cual es la principal crítica a los modelos *cross*

section. La evidencia reportada por estos autores muestra que los individuos que utilizaron computadora en el trabajo en ambos periodos tuvieron rendimientos más elevados que los usuarios de sólo el último periodo, y éstos, a su vez, más elevados que los no usuarios.

Dostie, Jayaraman y Trépanier (2006) estiman para Canadá un modelo de efectos mixtos que incorpora la heterogeneidad no observable proveniente tanto de las características de los trabajadores como de los empleadores —utilizan los mismos datos que Pabilonia y Zoghi (2005)—. A diferencia de estas últimas autoras, encuentran que los usuarios de computadora en el trabajo obtienen 4% más de salario que los no usuarios. Señalan la importancia de corregir los sesgos por selección y por heterogeneidad inobservable, ya que no hacerlo induce una sobreestimación por casi el doble del premio salarial. Asimismo, enfatizan la diferencia de resultados cuando los efectos individuales son considerados aleatorios en lugar de fijos.

Ante la dualidad de la hipótesis que considera dos resultados excluyentes, por un lado, que las nuevas tecnologías permitieron incrementar la productividad de los trabajadores y, por otro, que este tipo de trabajadores ya eran los más capaces, hay posibilidad para una tercera opción, la cual es la ocurrencia simultánea de ambos eventos: es decir, que los individuos ya eran más capaces y que la nueva tecnología los hizo más productivos y, en consecuencia, aumentaron sus remuneraciones. Éste parece ser el caso de los resultados ya reportados de Dolton y Makepeace (2004) y Entorf y Kramarz (1997).

En la literatura revisada, la dificultad para contrastar la validez empírica de la hipótesis tiene que ver con la falta de información sobre características de individuos y empleadores, que también influyen en la determinación de los salarios. En ese sentido, la situación preferente para determinar la influencia del uso de computadora en las diferencias salariales consistiría en observar en el tiempo la información de cada individuo, controlar el efecto de las características fijas y comparar su situación salarial antes y a partir de que empieza a utilizar una computadora. Ése es el caso de los trabajos de Pabilonia y Zoghi (2005), Oosterbeek y Ponce (2011), Entorf y Kramarz (1997) y Dolton y Makepeace (2004), quienes coinciden en que la magnitud del efecto, comparado con los estudios *cross section*, disminuye significativamente, mientras que en algunos casos es insignificante.

No obstante, es relevante considerar la reflexión de Dolton y Makepeace (2004) en torno a la validez de estudios longitudinales que suponen fijo

el coeficiente de la prima al uso de computadora, supuesto que podría ser poco realista porque a medida que se den cambios en la composición relativa de la oferta laboral, en términos de usuarios y no usuarios, se esperaría que la prima se modifique. Asimismo, algunas características de los individuos también pueden variar en el tiempo, por lo que no sería adecuado darle el tratamiento de efecto fijo.

En los trabajos revisados hay claridad al establecer la existencia de diferencias salariales entre quienes utilizan computadora en el trabajo y los que no lo hacen: el desacuerdo se centra en la causalidad. Ante esa realidad, es relevante establecer, para el caso de México, la magnitud de las diferencias salariales entre usuarios y no usuarios, pues mientras que una parte de la fuerza laboral no esté habilitada (alta brecha digital) o, peor aún, no esté en condiciones de ser habilitada en el uso de la nueva tecnología, habrá efectos importantes en la desigualdad salarial. A nivel país, la repercusión de alta brecha digital en la fuerza laboral se traduce en pérdida de competitividad frente a otras naciones.

Hasta donde conocemos, en México no hay evidencia empírica publicada acerca de la hipótesis del cambio tecnológico sesgado bajo la consideración explícita del uso de computadora en el lugar de trabajo como representación más evidente del cambio, si bien es cierto que la hipótesis del cambio tecnológico ha sido estudiada para el caso mexicano bajo el reconocimiento implícito de que los trabajadores calificados son complementarios de las nuevas tecnologías (esto mediante la exploración empírica de la estructura salarial y ocupacional de este tipo de trabajadores). Al respecto, Rodríguez y Castro (2012) realizan una revisión bibliográfica y citan una serie de trabajos agrupándolos en tres enfoques. El primero se centra en estimaciones del rendimiento a la educación, asumiendo que, al ser éstos positivos, son evidencia de la mayor demanda de trabajadores calificados; el segundo analiza los mecanismos que posibilitan el cambio tecnológico, con lo que destaca la apertura comercial y la inversión extranjera directa, que se han traducido en variaciones de la estructura ocupacional favorables para los trabajadores calificados; el tercer enfoque analiza los cambios en la estructura ocupacional y salarial, y así distingue los efectos entre trabajadores calificados y no calificados. La presente investigación pretende contribuir a disminuir esta falta de literatura para el caso de México; sin embargo, una limitación radica en que la información sólo está disponible en observaciones *cross section*.

II. ALGUNOS HECHOS SOBRE EL USO DE LA COMPUTADORA EN MÉXICO

En esta sección se contextualiza la dinámica y el estado de la situación acerca del uso de la computadora por los individuos en el país. Para ello se combinan dos encuestas realizadas por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI); una es la ENOE y la otra es la Encuesta Nacional sobre Disponibilidad y Uso de Tecnologías de la Información en los Hogares (ENDUTIH), ambas con representatividad nacional. Con el propósito de considerar los cambios en el tiempo, el análisis se basa en dos momentos separados por ocho años: segundo trimestre de 2006 —ENOE y ENDUTIH—¹ y segundo trimestre de 2014 —ENOE y Módulo sobre Disponibilidad y Uso de Tecnologías de la Información en los Hogares (MODUTIH)—.

Los cuadros 1 y 2 resumen la información que nos interesa destacar.² En el primero se observa que en ocho años el uso de la computadora por parte de individuos de 15 o más años ha aumentado casi el doble (de 24.8 a 42.4%). En todos los grupos de edad los porcentajes de utilización aumentaron significativamente, aunque destacan los dos primeros (15 a 24 y 25 a 39 años), que pasaron de 45.8 a 71.1% y de 24.8 a 47.5%. En general, las brechas de utilización disminuyen conforme la juventud del grupo. A pesar de este incremento, la brecha de no usuarios es elevada, sobre todo si se le compara con países desarrollados (OCDE, 2011).

Al enfocarnos en asalariados de tiempo completo, se observa que, independientemente del lugar de uso, con la excepción del primer grupo de edad, es mayor la proporción de trabajadores que utilizan computadora, lo cual significa una menor brecha de utilización en las personas insertas en el mercado laboral. También es evidente que las brechas disminuyen conforme la juventud del grupo.

Los hechos hasta aquí analizados permiten deducir que en ocho años ha aumentado la oferta relativa de trabajadores con habilidades para utilizar computadora, lo cual no necesariamente significa que dichas habilidades sean en efectivo utilizadas en el trabajo. Para cada año del cuadro 1 se re-

¹ En ambos años la encuesta sobre el uso de tecnologías se levantó como un módulo de la ENOE: en 2006 como ENDUTIH y en 2014 como MODUTIH. Debe señalarse que, aunque el diseño muestral de ambas encuestas garantiza representatividad poblacional a nivel nacional, sus tamaños muestrales son diferentes: 7 000 viviendas en 2006 y 43 822 en 2014.

² Los análisis se realizaron utilizando el factor de expansión de la muestra, por lo que los resultados son representativos a nivel nacional.

CUADRO 1. *Uso de computadora y remuneraciones por grupos de edad, 2006 y 2014*

| Concepto | 2006 | | | | | |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| | Total | 15-24 | 25-39 | 40-54 | 55-65 | + 65 |
| <i>Utilizan computadora personal (porcentaje)</i> | | | | | | |
| Todos ^{a, b} | 24.8 | 45.8 | 24.8 | 16.8 | 8.2 | 1.7 |
| Empleados ^{a, b} | 32.4 | 38.0 | 35.9 | 27.1 | 15.6 | 4.5 |
| Empleados que utilizan computadora personal en el trabajo ^a | 21.7 | 15.1 | 27.4 | 22.2 | 14.2 | 4.0 |
| Exceso de oferta relativa (EOR) | 0.50 | 1.52 | 0.31 | 0.22 | 0.10 | 0.13 |
| <i>Remuneraciones × hora (pesos de 2010)</i> | | | | | | |
| Empleados | 30.3 | 22.6 | 31.2 | 37.0 | 33.2 | 21.8 |
| No usuarios de computadora personal | 23.8 | 20.0 | 23.9 | 26.3 | 27.2 | 19.5 |
| Usuarios de computadora personal, pero no en el trabajo | 34.3 | 25.0 | 39.1 | 57.6 | 79.1 | |
| Usuarios de computadora personal en el trabajo | 46.7 | 28.4 | 43.8 | 65.3 | 61.2 | 51.4 |
| <hr/> | | | | | | |
| 2014 | | | | | | |
| <i>Utilizan computadora personal (porcentaje)^a</i> | | | | | | |
| Todos ^{a, b} | 42.4 | 71.1 | 47.5 | 32.6 | 18.3 | 5.2 |
| Empleados ^{a, b} | 51.4 | 63.2 | 56.0 | 43.3 | 29.8 | 15.4 |
| Empleados que utilizan computadora personal en el trabajo ^a | 28.0 | 18.6 | 34.1 | 28.9 | 21.4 | 12.5 |
| Exceso de oferta relativa (EOR) | 1.83 | 3.40 | 1.64 | 1.50 | 1.39 | 1.23 |
| <i>Remuneraciones × hora (pesos de 2010)</i> | | | | | | |
| Empleados | 23.6 | 18.4 | 24.0 | 26.4 | 24.4 | 22.6 |
| No usuarios de computadora personal | 18.5 | 15.6 | 18.7 | 19.3 | 19.4 | 17.5 |
| Usuarios de computadora personal, pero no en el trabajo | 22.6 | 19.0 | 23.6 | 27.4 | 29.0 | 36.2 |
| Usuarios de computadora personal en el trabajo | 31.2 | 20.9 | 29.7 | 37.1 | 37.0 | 49.1 |

FUENTE: elaborado con base en INEGI: ENOE, 2006 y 2014, segundo trimestre; ENDITIH, 2006 y MODUTIH, 2014.

^a En cada celda los no usuarios complementan 100.

^b Utilizan computadora independientemente del lugar de uso.

EOR = Empleados/Empleados que utilizan computadora personal en el trabajo, menos la unidad.

gistran los porcentajes de utilización efectiva en el trabajo. Se observa que, para cualquier grupo de edad, a pesar del aumento de la oferta relativa de trabajadores con habilidades, éstos son considerablemente más bajos. Definimos como exceso de oferta relativa (EOR) al cociente de la división de trabajadores usuarios (TU) entre los usuarios efectivos (UE), y luego restamos la unidad [EOR = (TEU/UE) - 1].

Puede observarse en el cuadro 1 que, para los empleados, sin distinción de

edad, el exceso de oferta en 2006 era de 50%; para 2014 el exceso aumentó significativamente a 183%. En general, en todos los grupos de edad se registran aumentos importantes en el exceso de oferta relativa, pero de manera sobresaliente en el más joven.

El cuadro 2 muestra la información considerando cuatro niveles de escolaridad. Los indicadores corroboran que, en ocho años, todos los niveles aumentaron la proporción de usuarios, de trabajadores usuarios y de usuarios que utilizan computadora en el trabajo. En cada año conforme aumenta la escolaridad disminuyen las brechas de utilización, independientemente del lugar de uso, tanto en la población general como entre empleados. De manera similar, se observa que, al aumentar la escolaridad, también aumenta la proporción de usuarios efectivos. Otro hecho relevante es el aumento en el exceso de oferta relativa en todos los niveles, especialmente en los dos niveles más bajos de escolaridad.

Es pertinente reflexionar en torno al fuerte incremento en el exceso de oferta relativa, tanto por grupos de edad como por niveles educativos. Éste implica que cada vez es mayor la proporción de trabajadores usuarios de computadora; sin embargo, su utilización efectiva en el trabajo no aumenta con la misma intensidad. Desde nuestro punto de vista, hay al menos tres posibilidades no excluyentes que podrían estar originando este resultado. La primera es que algunos puestos de trabajo no requieran el uso de computadora, esto a pesar de que los trabajadores sean capaces de utilizarla. Otra es que una parte de los trabajadores estén habilitados en el uso de computadora para realizar tareas generales, pero no para aplicaciones productivas en el trabajo. La tercera posibilidad es que los puestos de trabajo permitan utilizar computadora y que los trabajadores estén habilitados para ello, pero la empresa no dispone de recursos para implementar nuevas tecnologías que incorporen el uso de computadora. Debe señalarse que las dos últimas causas permiten dos tipos de ajuste en los que podría intervenir la política pública; uno implica la capacitación de trabajadores, y el otro, el financiamiento para la modernización tecnológica.

Respecto de las remuneraciones, de manera preliminar en el análisis descriptivo se delimitan dos resultados que se pueden analizar bajo la restricción de no controlar el efecto de otras variables relacionadas con las diferencias salariales. Uno de los resultados es que los trabajadores que utilizan computadora fuera del trabajo obtienen en promedio mayores remuneraciones que aquellos que no la utilizan, lo que en principio puede reflejar una prima

CUADRO 2. *Uso de computadora y remuneraciones según nivel de escolaridad, 2006 y 2014*

| Concepto | 2006 | | | |
|--|------------------------|----------------------|------------------------|---------------------|
| | Primaria incompleta | Primaria completa | Secundaria completa | Media y superior |
| <i>Utilizan computadora personal (porcentaje)</i> | | | | |
| Todos ^{a, b} | 0.5 | 10.8 | 31.3 | 66.9 |
| Empleados ^{a, b} | 0.9 | 9.1 | 32.8 | 71.8 |
| Empleados que utilizan computadora personal en el trabajo ^a | 0.6 | 4.3 | 19.5 | 52.7 |
| Exceso de oferta relativa (EOR) | 0.5 | 1.1 | 0.7 | 0.4 |
| <i>Remuneraciones × hora (pesos de 2010)</i> | | | | |
| Empleados | 19.8 | 22.6 | 26.9 | 45.8 |
| No usuarios de computadora personal | 19.8 | 21.7 | 25.1 | 32.7 |
| Usuarios de computadora personal, pero no en el trabajo | 15.4 | 25.9 | 28.2 | 40.6 |
| Usuarios de computadora personal en el trabajo | 23.2 | 35.4 | 32.0 | 54.7 |
| <i>2014</i> | | | | |
| <i>Utilizan computadora personal (porcentaje)</i> | | | | |
| Todos ^{a, b} | 2.4 | 19.7 | 48.0 | 80.2 |
| Empleados ^{a, b} | 5.1 | 18.6 | 47.9 | 85.1 |
| Empleados que utilizan computadora personal en el trabajo ^a | 0.7 | 4.2 | 18.6 | 58.1 |
| Exceso de oferta relativa (EOR) | 6.0 | 3.4 | 1.6 | 0.5 |
| <i>Remuneraciones × hora (pesos de 2010)</i> | | | | |
| Empleados | 18.1 | 18.7 | 20.2 | 29.8 |
| No usuarios de computadora personal | 17.9 | 18.4 | 18.3 | 20.0 |
| Usuarios de computadora personal, pero no en el trabajo | 20.8 | 19.6 | 20.7 | 25.5 |
| Usuarios de computadora personal en el trabajo | 23.7 | 20.0 | 24.0 | 33.7 |

FUENTE: Elaborado con base en INEGI: ENOE, 2006 y 2014, segundo trimestre; ENDITIH, 2006 y MODITIH, 2014.

^a En cada celda los no usuarios complementan 100%.

^b Utilizan computadora independientemente del lugar de uso.

EOR = Empleados/Empleados que utilizan computadora personal en el trabajo, menos la unidad.

salarial a diversas habilidades individuales que se correlacionan positivamente con la habilidad de utilizar computadora. Otro es que los usuarios que utilizan computadora en el trabajo obtienen mayores remuneraciones promedio en comparación con los usuarios fuera del trabajo y los no usuarios. Esta evidencia va en la dirección de la hipótesis acerca de la existencia de una prima salarial por el uso productivo de la computadora.

Adicionalmente, el cuadro 1 muestra cómo la experiencia potencial según la edad tiene efecto en las diferencias salariales promedio, esto tanto en usuarios como en no usuarios, pero especialmente en los usuarios efectivos. Algo similar ocurre cuando en el cuadro 2 se observa que las diferencias salariales promedio están condicionadas por la escolaridad de los usuarios y no usuarios. Una constante que se observa en el transcurso de ocho años es la disminución de los salarios reales en todos los grupos, usuarios y no usuarios, tanto en edad como en nivel de escolaridad. En definitiva, con el análisis descriptivo se deduce que existen diferencias salariales entre no usuarios, usuarios fuera del trabajo y usuarios en el trabajo, las cuales son favorables a estos últimos. Desde luego que, para mejorar la precisión de esta afirmación, es necesario controlar el efecto de otros factores adicionales a la escolaridad y experiencia potencial, los cuales también influyen sobre las diferencias salariales.

III. DATOS, MÉTODOS Y VARIABLES

Como ya se mencionó, la información que se utiliza para el análisis empírico proviene de la combinación de la ENOE y la ENDUTIH para 2006 y de la ENOE y el MODUTIH para 2014. De la ENOE se utiliza información del segundo trimestre, mismo que el INEGI utiliza como marco muestral de la otra encuesta, la cual es única en cada año. Ambas tienen representatividad nacional: la primera proporciona información sobre características socio-demográficas y laborales de los individuos y permite ser asociada con la segunda, que brinda información sobre el uso de computadora.³ Para el contraste empírico interesa la información sobre los individuos que trabajan como asalariados de tiempo completo.

En 2006 la ENDUTIH tuvo un tamaño muestral de 7000 viviendas. Combinada con la ENOE, proporciona información sobre 6024 asalariados de tiempo completo: 2105 (35%) son usuarios de computadora y 1390 (23%) la utilizan en el trabajo. En 2014 el tamaño muestral del MODUTIH fue significativamente mayor (43822 viviendas) y al combinarse con la ENOE, arroja un total de 40797 asalariados de tiempo completo: 23049 (56.5%) utilizan computadora y 13123 (32.1%) declararon utilizarla en el trabajo.

Con esa información la estrategia metodológica busca contrastar si los

³ La posibilidad de asociar ingresos laborales con el uso de tecnologías de la información deja de ser viable a partir de la encuesta de 2015, cuando el MODUTIH ya no es módulo de la ENOE y el nuevo cuestionario no recaba dicha información.

individuos que utilizan computadora en el trabajo obtienen mayores remuneraciones que quienes no la utilizan, lo cual, de acuerdo con el planteamiento iniciado por Krueger (1993), se considera una prima salarial a la mayor productividad, que implica el uso de la computadora. Sin embargo, las objeciones a la validez de esta hipótesis, encabezadas por DiNardo y Pischke (1997), argumentan que los usuarios de computadora son también los más habilidosos, por lo que, aún sin utilizar computadora en el trabajo, éstos serían los destinatarios de las mayores remuneraciones.⁴ De ahí, pues, que el contrargumento establece que las diferencias salariales favorables para quienes utilizan productivamente una computadora en realidad son primas a las habilidades generales, por lo que, si no se controla el efecto de esas otras habilidades, el peso asignado al uso de la computadora se sobreestimaría.

Con información longitudinal podría controlarse, mediante un panel de datos, el efecto de habilidades inobservables asociadas a individuos, siempre bajo el supuesto de que éstas se mantuvieran fijas y, de esa manera, determinar el efecto de la adopción productiva de la computadora sobre el ingreso. Aun con dicha información, habría que contrastar si el coeficiente de la prima salarial se mantiene fijo en el tiempo, cuestión que se ha omitido en los trabajos longitudinales hasta ahora realizados pese a ser un supuesto interesante, ya que, en la medida que cambie la composición relativa de la oferta laboral en términos de usuarios y no usuarios, se esperaría que la prima se modifique. Asimismo, algunas habilidades de los individuos podrían variar en el tiempo, por lo que no sería adecuado darle el tratamiento de efecto fijo.

Debido a que sólo disponemos de información *cross section*, son dos los métodos que se utilizan en esta investigación. Uno se basa en modelos econométricos que incorporan al máximo posible las características de trabajadores y empleadores, buscando controlar también los efectos de la heterogeneidad de los mercados laborales locales. El otro método identifica las diferencias salariales mediante técnicas de emparejamiento (*matching*), en las que los ingresos de los usuarios se comparan con los de no usuarios con similares características.

En el caso de los modelos econométricos se estiman ecuaciones salariales log-lineal tipo Mincer (1974); la ecuación básica es la siguiente:

⁴ Debe señalarse que Krueger (1993) también considera estas posibilidades y realiza controles incluyendo el uso de computadora en el hogar y no en el trabajo para captar el efecto de otras habilidades. Con ese mismo propósito, también limita el análisis al caso de individuos con educación possecundaria, así como al caso de ocupaciones específicas (secretarías).

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 esco_i + \beta_2 hombre_i + \beta_3 edocivil_i + \beta_4 exp_i + \beta_5 exp_i^2 + \delta_1 dpctr_i + u_i \quad (1)$$

donde $\ln w_i$ es el logaritmo natural del salario por hora del individuo i (a precios de 2010); los vectores β y δ son parámetros a estimar; los β corresponden a la ecuación de Jacob Mincer, en la que $esco_i$ son los años de escolaridad, $hombre_i$ es una variable binaria que vale 1 si el individuo es hombre y 0 en caso contrario, $edocivil_i$ es también binaria con valor de 1 si el individuo vive en pareja y de 0 en caso contrario, y exp_i es la experiencia potencial;⁵ $dpctr_i$ es una variable binaria con valor igual a 1 cuando el individuo utiliza computadora en el trabajo y 0 si es lo contrario, y, finalmente, u_i es la perturbación aleatoria bajo los supuestos usuales de distribución (normal, media y covarianza 0 y homoscedástica).

Además de la ecuación básica, se estiman las siguientes tres variantes:

$$\begin{aligned} \ln w_i = & \beta_0 + \beta_1 esco_i + \beta_2 hombre_i + \beta_3 edocivil_i + \beta_4 exp_i + \beta_5 exp_i^2 \\ & + \delta_1 dpctr_i + x_i' \gamma + u_i \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \ln w_i = & \beta_0 + \beta_1 esco_i + \beta_2 hombre_i + \beta_3 edocivil_i + \beta_4 exp_i + \beta_5 exp_i^2 \\ & + \delta_1 dpctr_i + \delta_2 usapc_i + x_i' \gamma + mlr_e + mlm_m + u_i \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln w_i = & \beta_0 + \beta_1 esco_i + \beta_2 hombre_i + \beta_3 edocivil_i + \beta_4 exp_i + \beta_5 exp_i^2 \\ & + \delta_{1a} dpctrd_i + \delta_{1b} dctr1s_i + \delta_2 usapc_i + x_i' \gamma + mlr_e + mlm_m + u_i \end{aligned} \quad (4)$$

donde mlr_e y mlm_m son efectos aleatorios no correlacionados con u_i ; el primero capta la heterogeneidad debida a características de las entidades federativas y el segundo, la correspondiente a las características de los municipios donde residen los individuos —ambos permiten controlar efectos no observables, por ejemplo, las características de los mercados laborales locales—. El vector x_i contiene otras variables que incluyen características del trabajador y del empleador y que también podrían influir en el salario; éstas entran como efectos fijos. En cuanto a γ es un vector de parámetros a estimar.

⁵ Cuando la edad que tenía el individuo al completar su último año de estudios es mayor o igual a 15 años, la experiencia potencial se calcula restando esa cantidad a la edad actual. Cuando la edad al completar el último año de estudios fue menor a 15 años, la experiencia potencial se calculó restando 15 años a la edad actual.

En las ecuaciones (3) y (4) la variable $usapc_i$ es binaria con valor 1 si el individuo utiliza computadora independientemente del lugar donde lo haga; dicha variable se incluye para reflejar otras habilidades en el sentido de lo señalado por DiNardo y Pischke (1997), quienes argumentan que los usuarios de computadora son también los más habilidosos.

En la ecuación (4), $dpctrd_i$ y $dpctr1s_i$ son variables binarias. El valor de 1 en la primera indica que el individuo utiliza diariamente la computadora en el trabajo; en la segunda indica que la utiliza al menos una vez a la semana, aunque no a diario. El propósito de incluirlas es captar si hay diferencias salariales asociadas no sólo a la utilización de computadora en el trabajo, sino también a la intensidad con que se usa, lo cual sería favorable a la hipótesis de mayor aporte a la productividad, lo que justificaría la prima salarial.

El vector x_i incluye las siguientes 24 variables:

Ocup. Vector con 11 variables binarias que indican las siguientes ocupaciones: *i*) Profesionales, técnicos y trabajadores del arte; *ii*) Trabajadores de la educación; *iii*) Funcionarios y directivos; *iv*) Oficinistas; *v*) Trabajadores industriales, artesanos y ayudantes; *vi*) Comerciantes; *vii*) Operadores de transporte; *viii*) Trabajadores en servicios personales; *ix*) Trabajadores en protección y vigilancia; *x*) Trabajadores agropecuarios y, *xi*) No especificado. En las estimaciones, se excluye la primera como categoría base.

Rama. Vector con siete variables binarias que indican las siguientes ramas de actividad económica: *i*) Servicios; *ii*) Comercio; *iii*) Manufactura; *iv*) Construcción; *v*) Agropecuario; *vi*) Otros y *vii*) No especificado. La categoría base es servicios.

Tam. Vector con seis variables binarias que indican el tamaño del establecimiento: *i*) Más de 50 personas; *ii*) 16 a 50 personas; *iii*) 11 a 15; *iv*) seis a 10; *v*) dos a cinco; *vi*) una persona y *vii*) No especificado. La categoría base es el establecimiento más grande.

Tloc. Vector con cuatro variables binarias que indican el tamaño de localidad: *i*) Localidades mayores de 100000 habitantes; *ii*) Localidades de 15000 a 99999 habitantes; *iii*) Localidades de 2500 a 14999 habitantes; *iv*) Localidades menores de 2500 habitantes. Se excluye la primera como categoría base.

Adicionalmente, los modelos (2) a (4) controlan los efectos aleatorios de 32 entidades y 261 municipios para 2006 y 32 entidades y 596 municipios para 2014.

El segundo método utiliza dos técnicas para cuantificar las diferencias en el resultado debidas al efecto de un tratamiento, una se basa en el emparejamiento respecto del vecino más cercano (NNM, por sus siglas en inglés) y la otra, en el emparejamiento por puntaje de propensión (PSM, por sus siglas en inglés). Ambas consisten en tomar a cada individuo que recibió el tratamiento (utiliza computadora en el trabajo) y comparar sus resultados (ingresos laborales) con uno o varios individuos que más se le parecen (en las características relevantes), pero que no han recibido el tratamiento (no utilizan computadora en el trabajo). Luego se determina si las diferencias medias son significativamente mayores a 0. La distinción entre ambas técnicas consiste en la forma en cómo se determina la similitud entre los individuos tratados y no tratados.

En los dos casos, para cada individuo i se establecen dos resultados posibles: uno cuando recibe el tratamiento (utilizar computadora en el trabajo, $UCT_i = 1$) y obtiene un resultado potencial (logaritmo del ingreso laboral por hora, $\ln w_{i1}$), y el otro cuando el mismo individuo no recibe el tratamiento ($UCT_i = 0$) y el resultado potencial es ($\ln w_{i0}$). La cuestión es que para cada individuo únicamente puede observarse $\ln w_{i1}$ o $\ln w_{i0}$. El interés se centra en establecer cuál sería la diferencia de resultados de ingreso de los individuos tratados si éstos no hubiesen recibido el tratamiento, es decir, el efecto promedio de tratamiento en tratados (ATT, por sus siglas en inglés):

$$\hat{ATT} = E[\ln w_{i1} - \ln w_{i0} | UCT_i = 1] \quad (5)$$

Esto implica que se cuenta con información sobre $\ln w_{i1}$, pero no sobre $\ln w_{i0}$. En el caso del NNM, este problema se resuelve calculando $\ln w_{i0}$ como el promedio de resultados de los individuos no tratados que más se parecen a cada individuo tratado. Utilizando técnicas no paramétricas derivadas por Abadie e Inbens (2006, 2011 y 2016), para cada individuo tratado se obtienen

$$\ln w_i \quad \text{siendo } UTC_i = 1$$

$$\ln \hat{w}_{i0} = \frac{\sum_{j \in \Omega(i)} \omega_j \ln w_{j0}}{\sum_{j \in \Omega(i)} \omega_j} \quad \text{siendo } UTC_i = 0 \quad (6)$$

donde $j \in \Omega(i)$ es el subconjunto de individuos no tratados, j , que más se parecen al individuo tratado i ; $\sum_{j \in \Omega(i)} \omega_j$ es el número de individuos em-

parejados; la medida de similitud se obtiene con base en una función de distancias entre covariables, ponderadas por el inverso de la distancia de la matriz de varianzas-covarianzas.⁶ Las covariables, consideradas como base para determinar la similitud, son la experiencia potencial, la ocupación, el tamaño del establecimiento y el tamaño de la localidad; hay que añadir, además, la condición de que cada par de individuos pertenezca al mismo sexo y coincida en el nivel de escolaridad.

Para el caso del PSM, se utilizan las técnicas propuestas en Rosenbaum y Rubin (1983). Con esa base, la puntuación asociada a la propensión a formar parte del tratamiento se determina mediante la estimación de la probabilidad de que el individuo utilice computadora en el trabajo ($UCT_i = 1$), dado que este presenta determinadas características:

$$\Pr(UCT_i = 1|X_i) = F(g(X_i)) \quad (7)$$

donde, $g(X_i)$ es una función de covariables con términos lineales y de orden superior.⁷ $F(\cdot)$ es una función de distribución acumulativa, por lo que es común el uso de la distribución logística:

$$\Pr(UCT_i = 1|X_i) = \frac{\exp(g(X_i))}{1 + \exp(g(X_i))} \quad (8)$$

Una vez conocidos los puntajes de propensión asociados a cada individuo, se utiliza la técnica de emparejamiento basada en el NNM para determinar los valores de la variable resultado (log natural del ingreso laboral) de cada individuo tratado ($UCT_i = 1$), así como de cada subconjunto de vecinos más cercanos. En este caso también se impuso la condición de que cada emparejamiento pertenezca al mismo sexo y posea igual nivel de escolaridad.

Finalmente, se calcula la media de las diferencias entre tratados y no tratados; si ésta es significativamente mayor a 0, la conclusión es que los individuos que utilizan computadora en el trabajo en promedio ganan ATT más que quienes no lo hacen.

Con ambas técnicas, al emparejar y comparar a usuarios con no usuarios

⁶ Para mayores detalles véase Abadie *et al.* (2004).

⁷ Las variables consideradas en esta función son escolaridad, edad, edad al cuadrado, así como las variables *dummy* ya definidas, que indican hombre, ocupación, rama de actividad, tamaño de empresa y tamaño de localidad.

que comparten al máximo características similares, se pretende evitar el sesgo por selección implícito en la hipótesis alternativa, la cual establece que quienes utilizan computadora en el trabajo son también los más capaces, por lo tanto, las diferencias salariales serían debidas a otras habilidades.

IV. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS⁸

1. *Análisis econométrico*

En el apéndice se incluyen los cuadros A1, A2 y A3 con los valores descriptivos de las variables utilizadas. Para cada año se estimaron las ecuaciones (1) a (4), los principales resultados se presentan en los cuadros 3 y 4.⁹

Cada columna incluye el número de ecuación a la que corresponden los estimadores. Para los objetivos de la investigación, interesa conocer las diferencias en el salario por hora que se deben al uso de computadora en el trabajo, es decir, los coeficientes asociados a las variables $dpctr$, $dpctrd$ y $dpctr1s$, según sea la ecuación a tratar. Para mayor ilustración, los coeficientes correspondientes pueden interpretarse como diferencias porcentuales mediante la expresión:

$$\left[\exp(\hat{\delta}) - 1 \right] \times 100 \quad (9)$$

la cual indica el porcentaje en que el salario por hora de quienes no utilizan computadora en el trabajo es superado por los trabajadores que sí la utilizan.

La ecuación (1) se estimó por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) excluyendo gran parte de los controles representativos de otras habilidades y de las diversas heterogeneidades que influyen en la determinación de los salarios. La ecuación (2) también se estimó por MCO, pero incluye 26 variables de control que captan el efecto de heterogeneidades fijas. Estas dos especificaciones tienen en común que ninguna toma en cuenta el sesgo de selección, esto en el sentido de que quienes utilizan computadora en el trabajo son también los más habilidosos, por lo que las mayores remuneraciones recibidas se deben a esas otras habilidades. De la ecuación (3) se estimó también la versión (3b), la cual se aplica únicamente a trabajadores con secundaria terminada o más. Ambas ecuaciones se estimaron como modelos de efectos

⁸ En todos los casos, para considerar el diseño de la muestra, se utilizaron los ponderadores de la encuesta de tecnología.

⁹ Por la extensión requerida, éstos no reportan los coeficientes estimados del resto de variables de control, pero están disponibles a petición del lector.

mixtos por el método de máxima verosimilitud, que considera efectos fijos heterogéneos y efectos aleatorios de heterogeneidades regionales no observables (en los niveles estatal y municipal); además, controlan el sesgo de selección al incluir la variable *usapc* como representativa de otras habilidades valoradas en el mercado laboral.¹⁰

Las estimaciones (4) y (4b), reportadas en el cuadro 4, pretenden identificar si hay diferencias debidas a la intensidad de uso de la computadora en el trabajo; de haber diferencias positivas, significaría que el uso de la computadora contribuye a la productividad y, por lo tanto, se refleja en la prima salarial. La (4b) difiere de la (4) en que la primera se aplica sólo a trabajadores con secundaria terminada o más.

Los principales resultados se resumen en los siguientes párrafos.

En todos los casos los coeficientes relacionados con el rendimiento a la educación, la experiencia y la discriminación por género son los que *a priori* se esperarían.

Si no se toma en cuenta la heterogeneidad tanto de los trabajadores como de los empleos, se sobrestima el efecto del uso de computadora en el trabajo; esto se refleja al comparar el coeficiente de la variable *dpctr* cuando se pasa del modelo (1) al (2), lo cual se debe a la omisión de variables relevantes que también influyen en el nivel salarial, por ejemplo, la ocupación del trabajador, el tamaño del establecimiento, la rama de actividad y características de los mercados laborales relacionadas con el tamaño de la localidad.

Las ecuaciones (1) y (2) tampoco toman en cuenta el sesgo de selección —esto en el sentido de que quienes utilizan computadora en el trabajo son también los más habilidosos, por lo que las mayores remuneraciones recibidas se deben también a esas otras habilidades—, lo cual va en línea con la hipótesis alternativa. Sin embargo, en las columnas 3 y 3a del cuadro 3 se observa que, al incluir la variable *usapc*, representativa de otras habilidades relacionadas con el uso de computadora, disminuye la sobrestimación del peso de la variable de interés. Por lo tanto, los resultados significativos son evidencia a favor de la hipótesis que postula la existencia de una prima salarial atribuible al uso de computadora en el trabajo.

La evidencia econométrica arroja que en México existe una prima al uso de computadora en el trabajo, aunque esta ha disminuido en el transcurso de

¹⁰ Esto, de forma similar a Entorf y Kramarz (1997), pretende captar el efecto de la heterogeneidad no observable en cuanto a las habilidades de los individuos, aunque en aquel trabajo los autores incluyen la utilización de otro tipo de nuevas tecnologías en el trabajo.

CUADRO 3. *Resultados de regresión, ecuaciones (1) a (3)^a*

(Variable dependiente: log del salario por hora)

| Variable | 2006 | | | | 2014 | | | |
|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (3b) | (1) | (2) | (3) | (3b) |
| <i>Esco</i> | 0.075 (0.002)* | 0.051 (0.002)* | 0.051 (0.001)* | 0.080 (0.001)* | 0.061 (0.001)* | 0.036 (0.002)* | 0.035 (0.001)* | 0.058 (0.001)* |
| <i>pctrabajo</i> | 0.375 (0.022)* | 0.243 (0.023)* | 0.220 (0.004)* | 0.159 (0.005)* | 0.316 (0.012)* | 0.176 (0.013)* | 0.148 (0.003)* | 0.120 (0.004)* |
| <i>Usapc</i> | | | 0.040 (0.004) | 0.035 (0.004) | | | 0.063 (0.003)* | 0.068 (0.003)* |
| <i>Hombre</i> | 0.037 (0.017)* | 0.052 (0.018)* | 0.062 (0.003)* | 0.033 (0.003)* | 0.066 (0.009)* | 0.084 (0.01)* | 0.081 (0.002)* | 0.074 (0.003)* |
| <i>Edo civil</i> | 0.081 (0.019)* | 0.074 (0.017)* | 0.060 (0.003)* | 0.041 (0.003)* | 0.074 (0.01)* | 0.069 (0.009)* | 0.067 (0.002)* | 0.070 (0.003)* |
| <i>Experi</i> | 0.029 (0.002)* | 0.023 (0.002)* | 0.025 (0.001)* | 0.025 (0.001)* | 0.018 (0.001)* | 0.014 (0.001)* | 0.015 (0.001)* | 0.017 (0.001)* |
| <i>experi2/100</i> | -0.039 (0.004)* | -0.030 (0.004)* | -0.032 (0.001)* | -0.027 (0.001)* | -0.020 (0.002)* | -0.016 (0.002)* | -0.017 (0.001)* | -0.024 (0.001)* |
| Constante | 2.026 (0.032)* | 2.699 (0.093)* | 2.580 (0.030)* | 2.289 (0.031)* | 2.087 (0.02)* | 2.833 (0.037)* | 2.739 (0.023)* | 2.409 (0.023)* |
| Controles | | + | + | + | | + | + | + |
| R^2 ajustada | 0.333 | 0.456 | | | 0.253 | 0.367 | | |
| <i>Var(edo)</i> | | | 0.016 (0.007)* | 0.010 (0.007)* | | | 0.012 (0.004)* | 0.009 (0.003)* |
| <i>Var(mpio)</i> | | | 0.083 (0.008)* | 0.116 (0.012)* | | | 0.045 (0.003)* | 0.056 (0.004)* |
| <i>Var(resid)</i> | | | 0.255 (0.001)* | 0.247 (0.001)* | | | 0.243 (0.003)* | 0.241 (0.001)* |
| N | 5 494 | 5 494 | 5 494 | 3 442 | 32 617 | 32 617 | 32 617 | 23 907 |

^a Errores estándar entre paréntesis. Estadísticamente significativa con valor p menor a 0.05. Hay 24 variables más de control descritas en el texto no reportadas, disponibles a petición.

ocho años, lo cual es congruente con el hecho de que la oferta relativa de trabajadores con esas capacidades ha aumentado en mayor proporción que la contratación de éstos (exceso de oferta relativa). Efectivamente, al analizar el caso del total de asalariados, el coeficiente de la variable de interés, columnas 3 del cuadro 3, indica que en 2006 los usuarios de computadora en el trabajo obtenían, en promedio, un salario por hora 24.6% mayor que los no usuarios. Para 2014 la estimación de la diferencia fue 15.9%. Por

CUADRO 4. *Resultados de regresión, ecuación (4)*^a

(Variable dependiente: log del salario por hora)

| Variable | 2006 | | 2014 | |
|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | (4) | (4b) | (4) | (4b) |
| <i>Esco</i> | 0.051 (0.001)* | 0.080 (0.001)* | 0.034 (0.001)* | 0.057 (0.001)* |
| <i>dpctrd</i> | 0.239 (0.004)* | 0.177 (0.005)* | 0.190 (0.004)* | 0.156 (0.004)* |
| <i>dpctr1s</i> | 0.128 (0.006)* | 0.086 (0.006)* | 0.084 (0.005)* | 0.066 (0.005)* |
| <i>Usapc</i> | 0.050 (0.004)* | 0.043 (0.004)* | 0.065 (0.003)* | 0.070 (0.003)* |
| <i>Hombre</i> | 0.064 (0.003)* | 0.035 (0.003)* | 0.081 (0.002)* | 0.074 (0.003)* |
| <i>Edo civil</i> | 0.062 (0.003)* | 0.043 (0.003)* | 0.068 (0.002)* | 0.071 (0.003)* |
| <i>Exp</i> | 0.025 (0.001)* | 0.025 (0.001)* | 0.015 (0.001)* | 0.017 (0.001)* |
| <i>exp2/100</i> | -0.032 (0.001)* | -0.027 (0.001)* | -0.017 (0.001)* | -0.024 (0.001)* |
| Constante | 2.570 (0.030)* | 2.274 (0.031)* | 2.733 (0.023)* | 2.413 (0.023)* |
| Controles | + | + | + | + |
| <i>Var(edo)</i> | 0.015 (0.007)* | 0.009 (0.007)* | 0.012 (0.004)* | 0.009 (0.003)* |
| <i>Var(mpio)</i> | 0.084 (0.008)* | 0.118 (0.012)* | 0.044 (0.003)* | 0.055 (0.004)* |
| <i>Var(resid)</i> | 0.255 (0.001)* | 0.246 (0.001)* | 0.242 (0.001)* | 0.240 (0.001)* |
| N | 5 484 | 3 442 | 32 607 | 23 907 |

^a Errores estándar entre paréntesis. * Estadísticamente significativa con valor p menor a 0.05. Hay 24 variables más de control descritas en el texto, no reportadas.

su parte, las columnas 3b muestran las estimaciones limitadas a trabajadores con nivel educativo mayor o igual a secundaria terminada, quienes, de acuerdo con los hechos, son los que tienen mayor propensión a utilizar computadora, independientemente del lugar de uso. Por obvias razones, al limitar la muestra a individuos con menores diferencias educativas, las diferencias salariales son también menores si se compara con el total de

trabajadores. No obstante, se mantiene la evidencia acerca de la existencia de una prima salarial al uso de computadora en el trabajo: en 2006 los trabajadores con secundaria terminada o más, que utilizaban computadora en el trabajo, obtuvieron salarios por hora, en promedio, 17.2% mayores que los no usuarios; en 2014, la prima fue 12.7%.

El cuadro 4 muestra que la intensidad de uso de la computadora en el trabajo es relevante en la determinación de la prima salarial; esto significa que el aporte a la productividad aumenta con la intensidad, lo cual concuerda con la hipótesis principal. El coeficiente de la variable *dpctrd* indica la prima salarial asociada a la utilización diaria de computadora; el de la variable *dpctr1s* indica la prima relacionada con la utilización de al menos una vez a la semana. Las columnas 4 corresponden al total de la muestra y las 4b la limitan a los niveles educativos con secundaria terminada o mayor. Los resultados para 2006 indican, para la muestra completa, que quienes la utilizaban diario ganaban alrededor de 12% más que quienes la utilizaban al menos una vez por semana; para 2014 se mantenía dicha diferencia. Algo similar ocurre entre los trabajadores con secundaria terminada o más: en ambos años se mantiene un diferencial de alrededor de 10%.

2. Resultados del análisis por efectos de tratamiento¹¹

Los resultados que se reportan en esta sección tienen el objetivo de confirmar aquellos obtenidos mediante el análisis econométrico. Las técnicas utilizadas, al emparejar y comparar usuarios con no usuarios que comparten características similares, evitan el sesgo por selección implícito en la hipótesis alternativa.

El cuadro A4 contiene los resultados de aplicar la técnica NNM¹² y el cuadro A5 los correspondientes al PSM.¹³ Para cada año se reportan las diferencias

¹¹ Para validar como aceptables los resultados de emparejamiento, de acuerdo con Austin (2009), las covariables asociadas a los individuos tratados y no tratados deben presentar distribuciones muestrales similares. Por la extensión requerida, no se presentan los resultados al detalle de esa valoración, aunque están disponibles a petición del lector. En éstos los sesgos de media promedio para 2006 fueron 3.1, 4.4 y 4.5% en los casos de usuarios, usuarios diarios y usuarios de al menos una vez por semana; para 2014 los porcentajes correspondientes fueron 1.8, 1.7 y 1.9%. Aunque los resultados para 2006 no superan 5%, son más elevados que los de 2014, lo cual seguramente se debe a las diferencias en los tamaños muestrales.

¹² Se implementó utilizando el programa TEEFFECTS NNMACH de STATA 14.2.

¹³ En las estimaciones se utilizó el módulo de STATA *PSMATCH2* desarrollado por Leuven y Sianesi (2003).

salariales de los trabajadores con secundaria completa o superior y se realizan tres comparaciones: usuarios versus no usuarios, usuarios diarios *versus* no usuarios y usuarios de al menos una vez por semana *versus* no usuarios.

Destaca que las diferencias salariales medias sin emparejamiento (cuadro A6) son ampliamente superiores a las diferencias que resultan cuando se realiza el emparejamiento por cualquiera de las dos técnicas utilizadas (cuadros A4 y A5). En el caso sin emparejamiento, aplica la hipótesis alternativa en el sentido de que no se está tomando en cuenta que los usuarios tienen otras habilidades valoradas en el mercado laboral. En cambio, al realizar emparejamientos, las remuneraciones de cada usuario se comparan con no usuarios que poseen habilidades similares, de ahí resulta que las diferencias salariales son menores, por lo que podrían atribuirse al efecto del tratamiento.

Con las técnicas de emparejamiento se pretende comparar los resultados econométricos y así extraer conclusiones más robustas sobre la hipótesis principal; con ese propósito, a continuación se analizan las diferencias porcentuales derivadas de los tres métodos (cuadro 5), para ello nos concentramos en los individuos con nivel educativo de secundaria terminada o superior.

Con cualquier método se valida que existen diferencias salariales por la utilización de computadora en el trabajo: sin distinguir intensidad de uso, en 2006 las diferencias porcentuales se ubicaban en el rango de 17.2 y 25%; para 2014 el rango se estableció entre 12.7 y 20.2%. En general las estimaciones econométricas arrojaron las diferencias más bajas; las más amplias se registraron con la técnica NNM.

En todos los casos las diferencias porcentuales disminuyeron entre 2006 y 2014, congruente con el aumento de la oferta relativa de trabajadores

CUADRO 5. Comparaciones, individuos con secundaria o más

| Caso/año ^a | (Porcentaje) | | |
|--|--------------|-----------------|-----------------|
| | Econométrico | Técnica del NNM | Técnica del PSM |
| <i>Usa computadora personal en trabajo</i> | | | |
| 2006 | 17.2 | 25.0 | 23.5 |
| 2014 | 12.7 | 20.2 | 14.8 |
| <i>Uso diario</i> | | | |
| 2006 | 19.4 | 31.6 | 30.0 |
| 2014 | 16.9 | 26.4 | 21.7 |
| <i>Al menos una vez a la semana</i> | | | |
| 2006 | 9.0 | 17.6 | 27.2 |
| 2014 | 6.8 | 9.4 | 10.5 |

^a Cada caso se compara con no usuarios. Para el cálculo de porcentajes se utiliza la ecuación (9).

usuarios de computadora. Los tres métodos coinciden al reflejar que las diferencias salariales son más amplias cuando la computadora se utiliza con mayor intensidad. En ambos años, con los métodos econométricos, las diferencias entre usuarios diarios y menos frecuentes se mantienen en 10%; así, con NNM son 14 y 15% y con PSM, 3 y 11%.

CONCLUSIONES

Los tres métodos aplicados al caso de México aportan evidencia en favor de la hipótesis sobre la existencia de una prima salarial para el uso de computadora en el trabajo, tal como fue postulado por Krueger (1993). Se encuentra que las diferencias son mayores entre los trabajadores en general y menores entre individuos con secundaria terminada o superior, lo cual es congruente con el hecho de que estos últimos son más propensos a utilizar computadora.

La intensidad de uso de computadora es relevante para la magnitud de la prima salarial: con los tres métodos los usuarios diarios obtuvieron remuneraciones significativamente mayores a las de quienes la utilizan con menor frecuencia, lo cual coincide con la hipótesis principal, ya que, si el uso de la computadora los hace más productivos, las empresas lo reconocen con una prima salarial, así que ésta debe ser mayor cuanto más lo sea la intensidad de utilización.

Al evaluar el alcance de los resultados, debe considerarse que la falta de datos longitudinales restringe el análisis a estudios *cross section*. Para paliar esta limitante, en el estudio se utilizaron métodos que controlan tanto la heterogeneidad individual como el sesgo por selección. Ahora bien, para sopesar el efecto de la ausencia de datos longitudinales en el caso mexicano, podríamos tomar como referencia el trabajo de Entorf y Kramarz (1997), quienes encuentran para Francia que el efecto del uso de computadora en el trabajo es equivalente a una quinta parte del valor estimado en *cross section* (controlando, además, otras heterogeneidades). De ser así, considerando los resultados del cuadro 5, la prima salarial al uso diario de la computadora en el trabajo para individuos con secundaria o más, estaría entre 5 y 8% en 2006 y entre 4 y 7% en 2014.

Infiriendo, entonces, que la existencia de la prima salarial por el uso productivo de computadora se deriva de la contribución al aumento de la productividad, es relevante estudiar la dinámica de la adopción productiva de esta tecnología en México. Los hechos indican que han crecido tanto la proporción de individuos capaces de utilizar computadora como la utiliza-

ción efectiva en el trabajo; sin embargo, el último indicador ha aumentado con menor intensidad, lo cual puede interpretarse como una ampliación del exceso de oferta relativa.

A continuación enumeramos algunas explicaciones tentativas sobre el exceso de oferta relativa para la realización de otras investigaciones: *i*) que algunos puestos de trabajo no requieren utilizar computadora, esto a pesar de que los trabajadores estén capacitados; *ii*) que los trabajadores sean capaces de utilizar computadora para tareas generales, pero no en aplicaciones productivas y *iii*) que los puestos de trabajo sean susceptibles de utilizar computadora y que los trabajadores estén habilitados, pero que la empresa no cuenta con recursos para implementar nuevas tecnologías que incorporen el uso de computadora. Las dos últimas causas aconsejarían la intervención de la política pública, por un lado, en la capacitación de trabajadores y, por otro, con financiamiento para la modernización tecnológica.

APÉNDICE

CUADRO A1. Descripción de variables principales (1)

| Variable | 2006 | | 2014 | |
|---|--------|---------------------|--------|---------------------|
| | Media | Desviación estándar | Media | Desviación estándar |
| Salario por hora (precios de 2010) | 33.268 | 35.648 | 29.442 | 29.36 |
| Log. del salario por hora | 3.216 | 0.712 | 3.135 | 0.66 |
| Escolaridad | 9.201 | 4.448 | 10.076 | 4.16 |
| Utilizan computadora personal | 0.337 | | 0.533 | |
| Utilizan computadora personal en el trabajo | 0.219 | | 0.283 | |
| Utilizan computadora personal en el trabajo (diario) | 0.161 | | 0.205 | |
| Utilizan computadora personal en el trabajo (una vez a la semana) | 0.050 | | 0.073 | |
| Hombre | 0.642 | | 0.617 | |
| Estado civil (casado) | 0.585 | | 0.607 | |
| Experiencia | 18.429 | 13.362 | 19.421 | 13.44 |
| Experiencia ² /100 | 5.181 | 6.690 | 5.578 | 6.78 |

FUENTES: elaborado con datos del INEGI: ENOE, ENDUTIH y MODUTIH, 2006 y 2014, segundo trimestre.

CUADRO A2. Descripción de variables principales (2)

| <i>Ocupaciones</i> | <i>Proporciones</i> | |
|---|---------------------|-------|
| | 2006 | 2014 |
| Profesionales, técnicos y trabajadores del arte | 0.079 | 0.097 |
| Trabajadores de la educación | 0.038 | 0.037 |
| Funcionarios y directivos | 0.017 | 0.014 |
| Oficinistas | 0.133 | 0.119 |
| Trabajadores industriales artesanos y ayudantes | 0.294 | 0.282 |
| Comerciantes | 0.102 | 0.119 |
| Operadores de transporte | 0.055 | 0.061 |
| Trabajadores en servicios personales | 0.165 | 0.196 |
| Trabajadores en protección y vigilancia | 0.036 | 0.014 |
| Trabajadores agropecuarios | 0.082 | 0.062 |

FUENTE: elaborado con datos del INEGI: ENOE, ENDUTIH y MODUTIH, 2006 y 2014, segundo trimestre.

CUADRO A3. Descripción de variables principales (3)

| | <i>Proporciones</i> | |
|------------------------------|---------------------|-------|
| | 2006 | 2014 |
| Tamaño del establecimiento | 0.037 | 0.055 |
| De dos a cinco personas | 0.299 | 0.286 |
| De seis a 10 personas | 0.096 | 0.099 |
| De 11 a 15 personas | 0.052 | 0.051 |
| De 16 a 50 personas | 0.168 | 0.144 |
| De 51 y más personas | 0.327 | 0.319 |
| No especificado | 0.022 | 0.046 |
| <i>Rama de actividad</i> | | |
| Construcción | 0.098 | 0.085 |
| Industria manufacturera | 0.174 | 0.181 |
| Comercio | 0.142 | 0.152 |
| Servicios | 0.475 | 0.499 |
| Otros | 0.018 | 0.013 |
| Agropecuario | 0.090 | 0.066 |
| No especificado | 0.003 | 0.004 |
| <i>Tamaño de localidad</i> | | |
| Mayores de 100000 habitantes | 0.583 | 0.644 |
| De 15000 a 99999 habitantes | 0.095 | 0.126 |
| De 2500 a 14999 habitantes | 0.087 | 0.115 |
| Menores de 2500 habitantes | 0.236 | 0.115 |

FUENTE: elaborado con datos del INEGI: ENOE, ENDUTIH y MODUTIH, 2006 y 2014, segundo trimestre.

CUADRO A4. *Diferencias salariales: emparejamiento con base en el vecino más cercano*

| <i>ling_x_brr</i> | Coficiente ^a | Error estándar robusto | Estadístico z | P > z | Diferencia en porcentaje ^b |
|--|-------------------------|------------------------|---------------|--------|---------------------------------------|
| 2006 | | | | | |
| Usa computadora personal en trabajo <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.223 | 0.002 | 136.15 | 0.0001 | 25.0 |
| Usa computadora personal en trabajo, diario <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.275 | 0.002 | 147.51 | 0.0001 | 31.6 |
| Usa computadora personal en trabajo, al menos una vez a la semana <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.275 | 0.002 | 147.51 | 0.0001 | 31.6 |
| 2014 | | | | | |
| Usa computadora personal en trabajo <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.184 | 0.001 | 124.3 | 0.0001 | 20.2 |
| Usa computadora personal en trabajo, diario <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.234 | 0.002 | 134.3 | 0.0001 | 26.4 |
| Usa computadora personal en trabajo, al menos una vez a la semana <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.090 | 0.003 | 31.73 | 0.0001 | 9.4 |

^a Diferencias del log natural de ingreso por hora a precios de 2010.

^b Diferencias en porcentaje del ingreso por hora a precios de 2010.

CUADRO A5. *Diferencias salariales: emparejamiento con base en puntajes de propensión*

| <i>ling_x_brr</i> | Coficiente ^a | Error estándar | Estadístico t | P > z | Diferencia en porcentaje ^b |
|--|-------------------------|----------------|---------------|--------|---------------------------------------|
| 2006 | | | | | |
| Usa computadora personal en trabajo <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.211 | 0.002 | 128.6 | 0.0001 | 23.5 |
| Usa computadora personal en trabajo, diario <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.262 | 0.002 | 140.34 | 0.0001 | 30.0 |
| Usa computadora personal en trabajo, al menos una vez a la semana <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.241 | 0.003 | 69.27 | 0.0001 | 27.2 |
| 2014 | | | | | |
| Usa computadora personal en trabajo <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.138 | 0.001 | 92.59 | 0.0001 | 14.8 |
| Usa computadora personal en trabajo, diario <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.196 | 0.002 | 112.1 | 0.0001 | 21.7 |
| Usa computadora personal en trabajo, al menos una vez a la semana <i>versus</i> no utiliza ATT | 0.100 | 0.003 | 35.25 | 0.0001 | 10.5 |

^a Diferencias del log natural de ingreso por hora a precios de 2010.

^b Diferencias en porcentaje del ingreso por hora a precios de 2010.

CUADRO A6. *Contraste de diferencias de medias sin emparejamiento:
variable ling_x_hrr*

| Casos | 2006 | | | | 2004 | | | |
|--|-------|----------------|------|-----------|-------|----------------|------|-----------|
| | Media | Error estándar | t | Pr(T > t) | Media | Error estándar | t | Pr(T > t) |
| Utiliza computadora personal en trabajo <i>versus</i> no utiliza | | | | | | | | |
| Tratado | 3.733 | 0.021 | | | 3.554 | 0.007 | | |
| No tratado | 3.197 | 0.014 | | | 3.029 | 0.005 | | |
| Diferencia | 0.536 | 0.025 | 21.1 | 0.0001 | 0.525 | 0.009 | 60.5 | 0.0001 |
| Utiliza computadora en el trabajo diario <i>versus</i> no utiliza | | | | | | | | |
| Tratado | 3.772 | 0.025 | | | 3.607 | | | |
| No tratado | 3.202 | 0.014 | | | 3.030 | | | |
| Diferencia | 0.570 | 0.028 | 20.1 | 0.0001 | 0.577 | 0.010 | 58.8 | 0.0001 |
| Utiliza computadora personal en trabajo, al menos una vez a la semana <i>versus</i> no utiliza | | | | | | | | |
| Tratado | 3.637 | 0.044 | | | 3.429 | | | |
| No tratado | 3.202 | 0.014 | | | 3.030 | | | |
| Diferencia | 0.435 | 0.046 | 9.4 | 0.0001 | 0.399 | 0.014 | 28.0 | 0.0001 |

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abadie, A., D. M. Drukker, J. L. Herr y G. W. Imbens (2004), “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata”, *Stata Journal*, vol. 4, núm. 3, pp. 290-311.
- , y G. W. Imbens (2006), “Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects”, *Econometrica*, vol. 74, núm. 1, pp. 235-267.
- , y G. W. Imbens (2011), “Bias-corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 29, núm. 1, pp. 1-11.
- , y G. W. Imbens (2016), “Matching on the Estimated Propensity Score”, *Econometrica*, vol. 84, núm. 2, pp. 781-807.
- Acemoglu, D. (2002), “Technical Change, Inequality, and the Labor Market”, *Journal of Economic Literature*, vol. 40, núm. 1, pp. 7-72.
- Arabsheibani, G. R., J. M. Emami y A. Marin (2004), “The Impact of Computer Use on Earnings in the UK”, *The Scottish Journal of Political Economy*, vol. 51, núm. 1, pp. 82-94.
- Austin, P. C. (2009), “Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of Baseline Covariates Between Treatment Groups in Propensity Score Matched Samples”, *Statistics in Medicine*, vol. 28, núm. 25, pp. 3083-3107.
- Autor, D., F. Levy y R. Murnane (2003), “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, núm. 4, pp. 1279-1333.
- Autor, D., L. Katz y A. Krueger (1998), “Computing Inequality: Have Computers

- Changed the Labor Market?”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, núm. 4, pp. 1169-1213.
- Berman, E., J. Bound y S. Machin (1998), “Implication of Skill-Biased Technological Change: International Evidence”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, núm. 4, pp. 1245-1279.
- , J. Bound y Z. Griliches (1994), “Changes in the Demand for Skilled Labor within US Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, núm. 2, pp. 367-397.
- Bound, J., y G. Johnson (1992), “Changes in the Structure of Wages in the 1980’s: An Evaluation of Alternative Explanations”, *American Economic Review*, vol. 82, núm. 3, pp. 371-392.
- Card, D., y J. DiNardo (2002), “Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles”, *Journal of Labor Economic*, vol. 20, núm. 4, pp. 733-783.
- Chennells, L., y J. Van Reenen (1997), “Technical Change and Earnings in British Establishments”, *Economica*, vol. 64, núm. 3, pp. 587-604.
- , y J. Van Reenen (1998), “Establishment Level Earnings, Technology and the Growth of Inequality: Evidence from Britain”, *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 5, núms. 2-4, pp. 139-164.
- Davis, S., y J. Haltiwanger (1991), “Wage Dispersion Between and Within US Manufacturing Plants, 1963–86”, *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, pp. 115-180.
- DiNardo, J. E., y J. S. Pischke (1997), “The Returns to Computer Use Revisited: Have Pencils Changed the Wage Structure Too?”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, núm. 1, pp. 291-303.
- Dolton, P., y G. Makepeace (2004), “Computer Use and Earnings in Britain”, *The Economic Journal*, vol. 114, núm. 494, pp. C117-C129.
- Dostie, B., R. Jayaraman y M. Trépanier (2006), “The Returns to Computer Use Revisited, Again”, documento de discusión núm. 2080 de IZA, Bonn, Alemania.
- Dunne, T., J. Haltiwanger y L. Foster (2004), “Wage and Productivity Dispersion in US Manufacturing: The Role of Computer Investment”, documento de trabajo núm. 7465 del NBER, Cambridge, Massachusetts.
- Entorf, H., y F. Kramarz (1997), “Does Unmeasured Ability Explain the Higher Wages of New Technology Workers?”, *European Economic Review*, vol. 41, núm. 8, pp. 1489-1509.
- Katz, L. F., y D. H. Autor (1999), “Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality”, en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, North-Holland, Ámsterdam, pp. 1463-1555.
- Katz, L. F., y K. Murphy (1992), “Changes in the Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, pp. 35-78.

- Krueger, A. (1993), "How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, núm. 1, pp. 33-60.
- Leuven, E., y B. Sianesi (2003), "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing", disponible en <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>
- Liu, J. T., M. W. Tsou y J. K. Hammitt (2004), "Computer Use and Wages: Evidence from Taiwan", *Economics Letters*, vol. 82, núm. 1, pp. 43-51.
- Miller, P., y C. Mulvey (1997), "Computer Skills and Wages", *Australian Economic Papers*, vol. 36, núm. 68, pp. 106-113.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia University Press, Nueva York.
- OCDE (2011), *Factbook 2011-2012: Economic, Environmental and Social Statistics*, disponible en <http://dx.doi.org/10.1787/factbook-2011-en>
- Oosterbeek, H. (1997), "Returns from Computer Use: A Simple Test on the Productivity Interpretation", *Economic Letters*, vol. 55, núm. 2, pp. 273-277.
- , y J. Ponce (2011), "The Impact of Computer Use on Earnings in a Developing Country: Evidence from Ecuador", *Labour Economics*, vol. 18, núm. 4, pp. 434-440.
- Pabilonia, S. W., y C. Zoghi (2005), "Returning to the Returns to Computer Use", *American Economic Review*, vol. 95, núm. 2, pp. 314-317.
- Reilly, K. T. (1995), "Human Capital and Information: Employer Size Wage Effects", *Journal of Human Resources*, vol. 30, núm. 1, pp. 1-18.
- Rodríguez, R. E., y D. Castro (2012), "Efectos del cambio tecnológico en los mercados de trabajo regionales en México", *Estudios Fronterizos*, vol. 13, núm. 26, pp. 141-174.
- Rosenbaum, P. R., y D. B. Rubin (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, vol. 70, núm. 1, pp. 41-55.