



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

LIII Reunión Anual

Noviembre de 2018

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-6-0

El impacto del éxodo migratorio de venezolanos
sobre los salarios reales en Colombia

Peñaloza Pacheco Leonardo

El impacto del éxodo migratorio de venezolanos sobre los salarios reales en Colombia

Leonardo Peñaloza Pacheco¹
UNLP

Agosto 2018

Resumen

El objetivo del presente trabajo consiste en estimar el efecto causal del éxodo migratorio de venezolanos hacia Colombia a partir del año 2016 sobre el salario real colombiano. Se explota como estrategia de identificación la apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela en el segundo semestre del 2016, luego de un año de estar cerradas producto de una crisis política entre los dos países. Se estima que, de acuerdo con datos de la Unidad Administrativa Especial de Migración Colombia y el Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos en Colombia, post-apertura de las fronteras entre los dos países, el flujo migratorio de venezolanos hacia Colombia representó aproximadamente un incremento de entre el 10% y el 15% de la Población Económicamente Activa de los departamentos fronterizos de Colombia como La Guajira y Norte de Santander en los cuales se basa el análisis. Implementando las metodologías de *diferencias en diferencias* y Método de Control Sintético los resultados indican que el incremento en la oferta laboral en estas regiones producto del flujo migratorio generó una caída promedio en el salario real horario de aproximadamente 9.5%. Esta disminución del salario real no parecería ser muy disímil entre hombres y mujeres. Sin embargo, se presenta una mayor caída en el salario real de las personas de mayor edad, de menor nivel educativo y en condiciones de informalidad laboral.

JEL: J31, J61, F22.

Palabras Claves: Migración, Salarios, Colombia, Venezuela

¹ Correo electrónico: leopacheco93@gmail.com

I. INTRODUCCIÓN

Uno de los principales temas a los cuales se ha dedicado la economía laboral es a analizar las consecuencias económicas de los flujos migratorios en los mercados laborales de los países receptores de migrantes. Desde hace más de 25 años en la literatura ha habido intensos debates dedicados a estimar si hay un impacto significativo de un incremento en la oferta laboral producto de flujos migratorios importantes sobre las variables del mercado laboral, principalmente sobre el salario real percibido por los trabajadores en las regiones en las cuales aumenta considerablemente la oferta de trabajo.

De acuerdo con Borjas (2017) la relevancia práctica de este tipo de análisis radica en que permite direccionar las decisiones de política económica tomadas por los *policy makers* para mitigar los efectos negativos de los flujos migratorios, por supuesto, si estos existiesen.

La mayoría de los trabajos vinculados con el análisis del impacto de flujos migratorios sobre el mercado de trabajo toman como variación exógena la llegada de migrantes, en general refugiados, producto de alguna crisis o evento extraordinario en sus países o regiones de origen (Ver por ejemplo Card, 1990; Hunt, 1992; Carrington y De Lima, 1994; Borjas, 2017; entre otros).

La idea principal en torno a la cual han girado muchos de los análisis realizados en la literatura es que, dada una demanda de trabajo con pendiente negativa, *ceteris paribus*, un shock muy fuerte en la oferta laboral vía un flujo migratorio, siguiendo los modelos canónicos de economía neoclásica, generaría una caída significativa en el salario real percibido por los trabajadores.

En el presente trabajo se explota como variación exógena del mercado de trabajo colombiano al flujo migratorio de venezolanos desde Venezuela hacia Colombia a partir de la segunda mitad del año 2016, fecha en la cual, tal y como se explicará más adelante con mayor detalle, hubo un éxodo migratorio significativo de venezolanos producto de la apertura de las fronteras entre estos dos países luego de aproximadamente un año de estar cerradas.

Con base en este shock exógeno de oferta de trabajo vía flujo migratorio masivo de venezolanos hacia Colombia se analizará el impacto en términos salariales que se presentó a partir del año 2016 en las regiones fronterizas colombianas las cuales se vieron más afectadas por este fenómeno. Se propondrán estrategias de identificación basadas en las metodologías de *diferencias en diferencias* y control sintético que permitan estimar el efecto causal sobre los salarios agregados y garantizar la robustez de los resultados, con sus respectivos efectos heterogéneos sobre subgrupos poblacionales por edad, sexo, nivel educativo y formalidad laboral.

La literatura en este tema toma como bases distintos casos en diferentes economías a nivel internacional y los resultados que se han obtenido distan profundamente de converger hacia un efecto único esperado. Hunt (1992) por ejemplo evidencia una caída en el salario anual de aproximadamente un 1.3% en 1967 producto de la repatriación de personas de Algeria en el mercado laboral francés. Friedberg (2001), por su parte, analiza el efecto de la migración generada entre 1990 y 1994 desde la extinta Unión Soviética hacia Israel y empleando variables instrumentales no evidencia un efecto significativo sobre los *outcomes* del mercado laboral de Israel.

Por otro lado, Malaeb y Wahba (2018) analizan el efecto del flujo de refugiados provenientes de Siria sobre el mercado laboral de migrantes en Jordania evidenciando una caída del salario total post-flujo migratorio (Para una revisión más amplia de la literatura ver, por ejemplo, Angrist y Kuegler, 2003; Alix-Garcia y Saah, 2009; Ruiz y Vargas-Silva, 2016; Tumen, 2016; entre otros).

Adicionalmente, quizás uno de los trabajos pioneros y más influyente en esta materia es el de Card (1990). En su trabajo de 1990, David Card intenta estimar el efecto sobre el mercado laboral de la llegada de los *marielitos*² en Miami en Estados Unidos, flujo migratorio que incrementó la oferta laboral, según el autor, en aproximadamente un 7%. De acuerdo con las estimaciones de Card (1990) el flujo migratorio de los *marielitos* no tuvo un efecto significativo sobre el mercado laboral de Miami, argumentando la capacidad de la economía de Miami para absorber rápidamente a la oferta laboral y evitar, de esta manera, un ajuste en el corto plazo de los salarios reales.

A partir del análisis de Card (1990) han surgido diversos trabajos que han buscado refutar -principalmente en términos metodológicos- los resultados obtenidos mediante análisis desagregados de la población afectada por la migración. Borjas (2003 y 2017) argumenta que uno de los problemas del análisis de Card (1990) subyace en que la mayoría del flujo migratorio de los *marielitos* fue principalmente de personas de baja calificación. Por lo tanto, de existir algún efecto significativo en los salarios de la población de Miami este efecto negativo sería sobre los trabajadores menos calificados.

Otra de las lecciones que sugiere Borjas (2017) se vincula con lo fundamental que resulta la selección de los grupos de control para realizar las estimaciones del impacto de los flujos migratorios sobre las variables del mercado laboral en una región³. De acuerdo a Borjas (2017) la selección de un grupo de control por parte del analista puede generar la obtención de resultados más fuertes o más débiles sobre las variables del mercado laboral, lo cual, por supuesto, influiría sobre las medidas a tomar por parte de los *policy makers*.

Con relación a la divergencia entre los resultados empíricos obtenidos en la literatura sobre el efecto de los flujos migratorios en el salario real, uno de los argumentos brindados por Dustmann et al. (2016) postula que, partiendo del modelo canónico neoclásico, cada uno de los trabajos intenta medir diferentes efectos. De acuerdo a Dustmann et al. (2016) las mediciones empíricas realizadas en la literatura estiman parámetros diferentes y no comparables del modelo canónico.

Con base en estas observaciones, Dustmann et al. (2016) dividen los resultados de la literatura en tres distintos enfoques: El primer enfoque, que según Dustmann et al. (2016) es el empleado por Borjas (2003), se refiere al análisis a nivel nacional del efecto de la migración sobre los salarios entre grupos de distinto nivel educativo o experiencia. Un segundo enfoque, denominado enfoque *espacial*, explota las diferencias en términos de flujo migratorio entre distintas regiones (Ver, por ejemplo, Altonji y Card, 1991). Y, por último, un tercer enfoque que se relaciona con una combinación de los dos anteriores (Ver por ejemplo Card, 1991).

En este trabajo, se empleará el enfoque *espacial* dado que se presentarán las estimaciones del efecto del flujo migratorio de venezolanos sobre los salarios en Colombia, comparando entre regiones fuertemente afectadas por la migración y aquellas que no lo fueron. Adicionalmente, dado que se diferenciarán los efectos por grupos de nivel educativo también se empleará el tercer enfoque que combina el enfoque *espacial* con el relacionado con los efectos por nivel de educación.

² Se les conoce como *marielitos* a los cubanos que migraron desde la Isla de Cuba hacia el Estado de la Florida en Estados Unidos en 1980, en lo que se conoció como el Éxodo de Mariel. El flujo migratorio desde el Puerto de Mariel se produjo luego de un permiso especial otorgado por Fidel Castro para que los que lo desearan pudieran emigrar luego de tensiones políticas ocurridas en la isla previamente.

³ El comentario de Borjas (2017) se refiere principalmente sobre la selección *ad-hoc* del grupo de comparación realizada por Card (1990) para analizar las consecuencias en el mercado laboral del Éxodo de Mariel.

Por otro lado, la literatura ha optado por estimar los efectos de un flujo migratorio mediante diferentes alternativas metodológicas⁴. Algunos trabajos⁵ como el de Card (1990), por ejemplo, optan por seleccionar un grupo de control de manera *ad-hoc*, esto es, discrecionalmente, para comparar la evolución de los salarios en las regiones afectadas por la migración con la evolución de los salarios en aquellas regiones seleccionadas *ad-hoc*. Sin embargo, existen trabajos que implementan el Método de Control Sintético (MCS) bajo el cual el grupo de control se construye con base en un desarrollo analítico que permite librar de arbitrariedad la selección del grupo de comparación y conformar un grupo sintético a partir de diferentes ponderaciones de las regiones o distintos grupos disponibles.

El MCS es una técnica econométrica introducida en el herramental analítico a partir de los trabajos de Alberto Abadie (Ver por ejemplo Abadie y Gardeazabal, 2003; Abadie, Diamond y Hainmueller, 2010, 2015) implementada para analizar el impacto de hechos exógenos que afectan a una región en particular a partir de la comparación con las otras regiones no afectadas. En términos de la economía laboral y vinculando el análisis con el efecto de los flujos migratorios sobre el salario real, Peri y Yassenov (2017) implementan el Método de Control Sintético propuesto por Alberto Abadie para revisar los resultados obtenidos por Card (1990). Los autores no evidencian ningún efecto negativo sobre los salarios de los trabajadores de baja calificación en Miami, producto del flujo migratorio de *marielitos*.

De acuerdo a Peri y Yassenov (2017), la ganancia en términos empíricos, de la implementación de MCS para este tipo de análisis sobre el mercado laboral, radica en que permite identificar un grupo de control “óptimo” que minimice las diferencias en la variable de interés pre-tratamiento o pre-shock migratorio entre las regiones afectadas por la migración y aquellas no influenciadas significativamente por ésta, elaborado a partir de la combinación lineal del resto de potenciales grupos de comparación disponibles, eliminando la discrecionalidad en las estimaciones realizadas.

En este trabajo se optará por realizar un análisis empleando el enfoque de *Diferencias en Diferencias* implementado por Card (1990), seleccionando un grupo de control *ad-hoc* y, de manera concomitante, también se empleará el MCS para proporcionar mayor robustez a los resultados. En las estimaciones presentadas se podrá observar que los resultados no difieren significativamente entre una metodología y otra, y que, sin lugar a duda, dados los datos presentados en este trabajo, el flujo migratorio de venezolanos en el segundo semestre del año 2016 generó en el corto plazo una caída importante en el salario real de las regiones colombianas más afectadas por la migración de aproximadamente un 9.5% post-apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela.

Este efecto parecería no ser muy diferente entre mujeres y hombres, pero sí mucho más fuerte y estadísticamente significativo para los trabajadores en situación de informalidad. Adicionalmente se mostrará que la caída en el salario real es más fuerte cuanto menor es el nivel de educación de los individuos y mayor es la edad de las personas.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera: En la sección II se presentan los datos que permiten comprender y dimensionar el flujo migratorio hacia territorio colombiano proveniente de Venezuela a partir del segundo semestre del año 2016. En la sección III se proponen diferentes estrategias de identificación para poder estimar el efecto causal del shock de oferta de trabajo sobre los salarios reales con sus correspondientes resultados. En la sección IV se estiman efectos

⁴ Dustmann et al. (2016) brinda un recopilado de la literatura indicando las diferentes metodologías implementadas y los resultados principales de los trabajos más importantes. Ver también por ejemplo a Lozano y Steinberger (2010).

⁵ En este trabajo nos enfocamos en aquellas investigaciones que han implementado metodologías de diferencias en diferencias. Existe también una amplia gama de análisis empíricos que han estimado los efectos de la migración sobre el mercado laboral implementando OLS, Variables Instrumentales, entre otros. (Ver Dustmann et al., 2016)

heterogéneos del flujo migratorio sobre los salarios; se diferencian los resultados por sexo de la población, rango etario, nivel educativo y formalidad laboral. En la sección V se elaboran ejercicios de robustez que permitan garantizar la interpretación causal de las estimaciones realizadas en este trabajo. Finalmente, en la sección VI se concluye.

II. EL FLUJO MIGRATORIO DE VENEZOLANOS HACIA COLOMBIA

a) Crisis política y fronteriza entre Colombia y Venezuela

En agosto del año 2015, debido a tensiones políticas y de seguridad entre Colombia y Venezuela, el Gobierno de Nicolás Maduro ordenó el estado de excepción durante 60 días en cinco municipios del Estado Táchira de Venezuela: Bolívar, Ureña, Junín, Capacho-Libertad y Capacho-Independencia. Posteriormente, fueron deportados más de 180 ciudadanos colombianos desde Venezuela lo cual profundizó la crisis política y humanitaria generando que las fronteras entre los dos países se fueran gradualmente cerrando hasta abarcar todo el territorio fronterizo colombo-venezolano.

Después de la declaración del estado de excepción en los municipios del Estado Táchira mencionados previamente se tomaron similares medidas en Ayacucho, García de Hevia, Lobatera y Panamericano en Estado Táchira. Posteriormente a principios de septiembre del 2015 se fueron cerrando las fronteras por órdenes del ejecutivo venezolano en los Estados Zulia y Apure, para finalmente a finales de septiembre del mismo año declarar las mismas medidas en los municipios de Atabapo, Atures, Autana, Maroa y Río Negro del Estado Amazonas de Venezuela el cual es fronterizo con la República de Colombia.

Luego de meses de negociaciones entre Nicolás Maduro y Juan Manuel Santos -presidente de Colombia desde el 2010 hasta el año 2018- y tras diferentes acuerdos se definió la reapertura de las fronteras entre colombianos y venezolanos el 13 de agosto del año 2016. La reapertura de las fronteras, sumado con la crisis económica y social presente en Venezuela, generó un éxodo masivo de venezolanos hacia tierras colombianas en el segundo semestre del año 2016 que se extendió a los semestres siguientes.

En la siguiente subsección se presentará información que permitirá, por un lado, dimensionar la magnitud de la migración venezolana hacia Colombia y, por otro lado, observar la manera en la cual claramente el flujo migratorio se intensificó precisamente a partir del segundo semestre del año 2016 en las regiones fronterizas colombianas con Venezuela, elemento fundamental para garantizar la validez de la estrategia de identificación propuesta en este trabajo.

b) Datos

En primer lugar, para poder analizar el impacto del incremento en la oferta de trabajo vía un aumento en el flujo migratorio de venezolanos en las regiones de Colombia el análisis se basará en datos sobre los salarios horarios en términos reales de los individuos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) de Colombia. En segundo lugar, para poder visualizar de manera clara la evolución de los flujos migratorios de venezolanos en Colombia por departamento de hospedaje se utiliza información de la Unidad Administrativa Especial Migración Colombia (UAEMC).

El periodo bajo estudio está comprendido entre el año 2014 y el año 2017. El análisis se hizo en periodos de frecuencia semestral tomando al ingreso salarial horario de los individuos en los

meses de junio y diciembre de cada uno de los años, los cuales se consideraron en el análisis como primer y segundo semestre de cada año, respectivamente.

En el Gráfico 1a se observa la cantidad acumulada de migrantes venezolanos como porcentaje de la Población Económicamente Activa (PEA) reportada por el DANE desde el segundo semestre del 2016 hasta el primer semestre del año 2017. Se observan tres grupos de departamentos en Colombia de acuerdo con la cantidad relativa de migrantes.

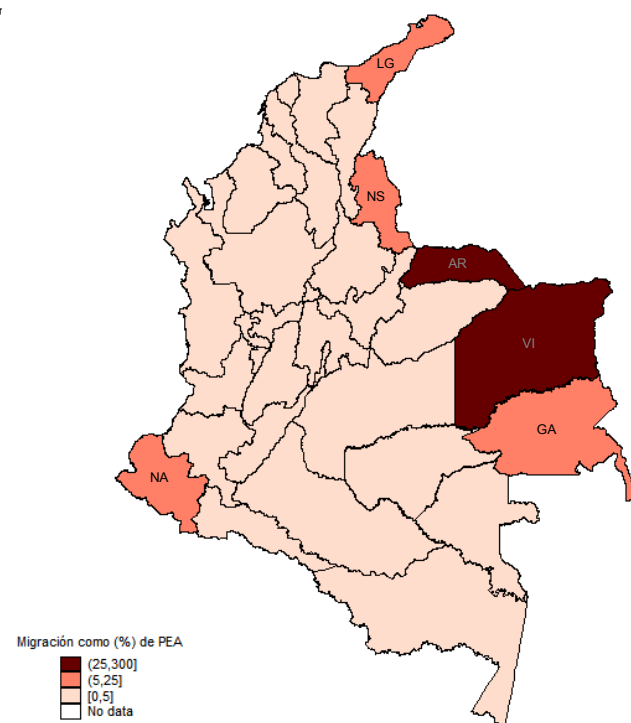
Por un lado, aquellos departamentos en los cuales hubo un flujo muy intenso de migrantes son Arauca y Vichada, en los cuales la cantidad de migrantes reportados oscila entre el 60% y más del 200% de la PEA, respectivamente. Por otro lado, hay otros departamentos en los cuales el flujo fue también muy intenso pero menor al caso de los dos departamentos previamente reportados, estos son, el caso de La Guajira, Norte de Santander, Guainía y Nariño, en los cuales el flujo migratorio fue del 8.65%, 6.70%, 19.75% y 6.45% de la PEA, respectivamente.

En el resto de los departamentos de Colombia el flujo migratorio fue en la mayoría de los casos de un valor inferior a 1 punto porcentual. Dada la disponibilidad de datos de la Encuesta de Hogares de los departamentos de Colombia proporcionados por el DANE se enfocará el análisis en la evolución salarial de los departamentos de La Guajira y del Norte de Santander.

El caso de Nariño no se considerará en el análisis como grupo de tratamiento principalmente porque se encuentra ubicado al sur de Colombia en una zona no fronteriza con Venezuela sino fronteriza con Ecuador, motivo por el cual la evolución migratoria de venezolanos desde Ecuador hacia Colombia con llegada en el Departamento de Nariño responde a elementos distintos a la apertura de la frontera realizada en el segundo semestre del año 2016 por parte del Presidente Nicolás Maduro y porque adicionalmente, como se mostrará más adelante, Nariño parecería haber sido principalmente un departamento de tránsito y no de residencia para los migrantes venezolanos.

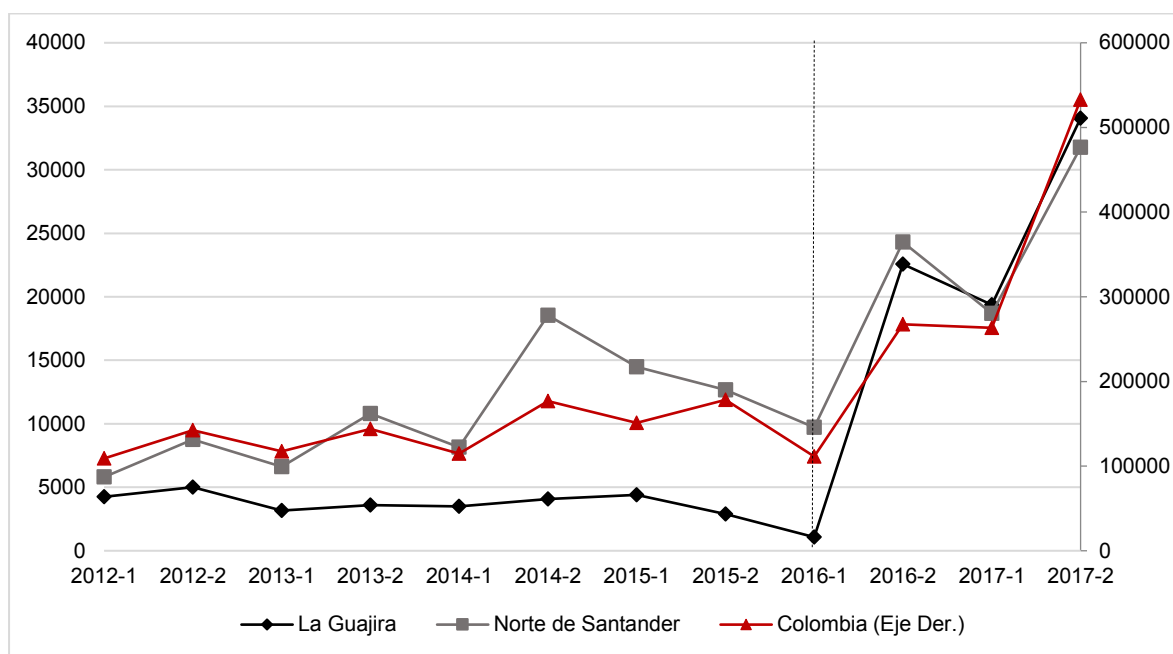
En el Gráfico 2 que se presenta a continuación se observa la evolución de la migración correspondiente a cada uno de los semestres para los departamentos de La Guajira, Norte de Santander y el agregado para Colombia para los años comprendidos entre el 2012 y el 2017.

Gráfico 1a. Migración como Porcentaje de la Población Económicamente Activa 2017.



Fuente: Elaboración propia con base en datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y de la Unidad Administrativa Especial Migración Colombia (UAEMC). La población económicamente activa de Amazonas y Casanare corresponden a la del 2015. Para el resto de los departamentos se consideró la PEA del año 2016. LG: La Guajira, NS: Norte de Santander, AR: Arauca, VI: Vichada, GA: Guainía, NA: Nariño.

Gráfico 2. Evolución del Flujo Migratorio de venezolanos por Departamento de Hospedaje



Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Unidad Administrativa Especial Migración Colombia (UAEMC).

De acuerdo con lo que se observa en el Gráfico 2, para los departamentos analizados y también para el caso de Colombia en su conjunto, a partir del segundo semestre del año 2016 en el cual se abren las fronteras se presenta un fuerte incremento de la migración a Colombia de venezolanos. Por ejemplo, en el caso de La Guajira previo a la apertura de fronteras en casi todos los semestres el flujo fue de aproximadamente menos de 5.000 personas por semestre y en el segundo semestre del año 2016 la migración fue de más de 22.000 personas y con tendencia creciente en los próximos semestres.

En las dos primeras columnas de la Tabla 1 se observa el flujo migratorio reportado por Migración Colombia como porcentaje de la PEA para todos los departamentos de Colombia y para Bogotá D.C. En la primera columna está la participación de la migración como porcentaje de la PEA considerando la migración hasta el primer semestre del año 2017 y en la segunda columna considerando la migración hasta el segundo semestre del año 2017.

Tabla 1. Flujo Migratorio Colombia como Porcentaje de la Población Económica Activa (2016-2017)

Departamento	Participación hasta 2017-I	Participación hasta 2017-II	Participación hasta 2018-I RAMV	Diferencia (pp)
Amazonas	0.65%	1.03%	0.03%	-1.00
Antioquia	0.99%	1.86%	0.53%	-1.33
Arauca	66.80%	69.75%	63.65%	-6.10
Atlántico	3.35%	6.16%	2.72%	-3.44
Bogotá D.C.	4.18%	8.60%	0.75%	-7.85
Bolívar	1.81%	2.71%	2.00%	-0.71
Boyacá	0.18%	0.34%	0.50%	0.16
Caldas	0.10%	0.21%	0.22%	0.01
Caquetá	0.01%	0.02%	0.01%	0.00
Casanare	0.85%	1.63%	5.27%	3.64
Cauca	0.02%	0.04%	0.13%	0.09
Cesar	1.40%	2.01%	3.61%	1.59
Choco	0.04%	0.07%	0.09%	0.02
Córdoba	0.16%	0.22%	0.61%	0.38
Cundinamarca	0.19%	0.32%	0.60%	0.28
Guainía	19.78%	22.24%	16.67%	-5.57
Guaviare	0.12%	0.25%	0.26%	0.02
Huila	0.04%	0.07%	0.21%	0.14
La Guajira	8.65%	15.67%	12.35%	-3.32
Magdalena	1.57%	2.50%	4.48%	1.98
Meta	0.23%	0.39%	0.51%	0.12
Nariño	6.45%	21.22%	0.09%	-21.14
Norte de Santander	6.70%	11.66%	10.26%	-1.39
Putumayo	0.49%	0.81%	4.19%	3.38
Quindío	0.22%	0.45%	0.31%	-0.14
Risaralda	0.28%	0.54%	0.41%	-0.12
Santander	1.19%	2.43%	0.74%	-1.68
San Andrés	-	-	-	-
Sucre	0.27%	0.38%	1.01%	0.63
Tolima	0.08%	0.16%	0.18%	0.02
Valle del Cauca	0.45%	0.84%	0.52%	-0.31
Vaupés	0.02%	0.07%	-	-
Vichada	276.75%	281.10%	18.88%	-262.22

Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), de la Unidad Administrativa Especial Migración Colombia (UAEMC) y del Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos en Colombia (RAMV). La población económicamente activa de Amazonas y Casanare corresponden a la del 2015. Para el resto de los departamentos se consideró la PEA del año 2016. Para el caso de los datos del RAMV se consideró únicamente a la población mayor a 12 años.

Si se considera el flujo hasta el segundo semestre del año 2017 se puede apreciar que, para el caso de las unidades de tratamiento, estas son La Guajira y el Norte de Santander, la participación de la migración en proporción a la PEA de los departamentos es de 15.67% y 11.66%, respectivamente, es decir que se observa que el flujo migratorio es muy alto post apertura de las fronteras y aumenta en los semestres siguientes.

Una crítica válida a la información de la UAEMC aquí presentada es que los datos de registro suministrados ante este organismo al momento de ingreso en el país no garantizan que el lugar declarado de hospedaje y el lugar efectivo en el cual residen los migrantes venezolanos sean iguales. Esto es así dado que la información suministrada por la población inmigrante es auto-reportada y puede haber desplazamientos de los venezolanos que migraron a Colombia entre un departamento y otro, con lo cual realmente el potencial efecto que puedan sufrir las variables del mercado laboral de aquellos departamentos más afectados por la migración puede ser mucho menor.

Para poder solucionar este problema, en esta parte se presenta información de otra fuente de datos que permitan incorporar robustez a la hipótesis de flujo migratorio y garantizar que realmente los departamentos considerados como más afectados por la migración efectivamente lo sean.

A partir del Decreto 542 del 21 de marzo del año 2018 se empezó a realizar el Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos en Colombia (RAMV), el cual constó de una operación de registro que se realizó entre el 6 de abril hasta el 8 de junio del 2018, por parte de diferentes organizaciones bajo la coordinación de la Unidad Nacional para la Gestión del Riesgo de Desastres (UNGRD). El RAMV se llevó a cabo en 1.019 puntos habilitados en 30 departamentos y 413 municipios del país.

La ventaja del RAMV en comparación a los datos de Migración Colombia es que las personas que fueron encuestadas en cada departamento censado realmente estaban radicadas en los lugares informados, con lo cual se garantiza que efectivamente pertenezcan a la población residente de los departamentos y, potencialmente, a la población económicamente activa que podría influir sobre las variables socioeconómicas de las regiones.

De los datos reportados por el RAMV, en primer lugar, del total de personas censadas a nivel nacional el 6.73% reportó haber ingresado en el año 2016, un 35.43% en el 2017 y un 52.61% en el año 2018, es decir que el 94.77% reportó haber ingresado en el 2016 o un año posterior, mientras que en los años previos el reporte de ingreso fue en la mayoría de los casos inferior a 1 pp. Esto reflejaría efectivamente un crecimiento exponencial de la población venezolana en Colombia principalmente a partir de la reapertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela en el segundo semestre del año 2016.

Por otro lado, si bien es cierto que la población venezolana censada en el RAMV fue de 442.462 personas a nivel nacional⁶, cifra muy inferior al reporte de la UAEMC de ingreso de venezolanos desde el año 2016, las cifras desagregadas a nivel departamental y vinculadas con La Guajira y Norte de Santander, así como con otros departamentos fronterizos, parecería estar muy vinculada con los datos de la UAEMC.

De acuerdo al RAMV el 18.6% de la población censada se encuentra radicada en el Norte de Santander, mientras que el 16.92% se encuentra radicada en La Guajira, esto es, 82.286 y 74.874 personas, respectivamente. Estas cifras, tal y como se observa en la tercera columna de la Tabla 1 equivalen aproximadamente al 10.26% y el 12.35% de la Población Económicamente Activa del Norte de Santander y La Guajira del año 2016, respectivamente. Con lo cual, aun asumiendo un desplazamiento interdepartamental dentro de Colombia con relación a los datos de hospedaje suministrados en frontera a Migración Colombia por parte de los inmigrantes venezolanos, la

⁶ Sin embargo, pese a haber de acuerdo con el RAMV únicamente 442.462 venezolanos censados, es importante tener en cuenta que esta cantidad se corresponde con los venezolanos que se encuentran irregularmente en Colombia dado que, según datos de la UAEMC, hay unos 376.572 venezolanos que, adicionalmente, se encuentran en el país de manera regular de los cuales 181.472 poseen un Permiso Especial de Permanencia (PEP).

cantidad efectivamente radicada en estos departamentos representan una proporción considerable de la PEA.

De hecho, de acuerdo con lo informado por las autoridades encargadas de la gestión del RAMV, los cuatro municipios de Colombia con un fenómeno migratorio de venezolanos de mayor complejidad son Villa del Rosario (Norte de Santander), Arauca (Arauca), Maicao (La Guajira) y Puerto Carreño (Vichada), todos municipios de zonas fronterizas, donde del total de la población el 23%, 17%, 16% y 8% son venezolanos, respectivamente.⁷

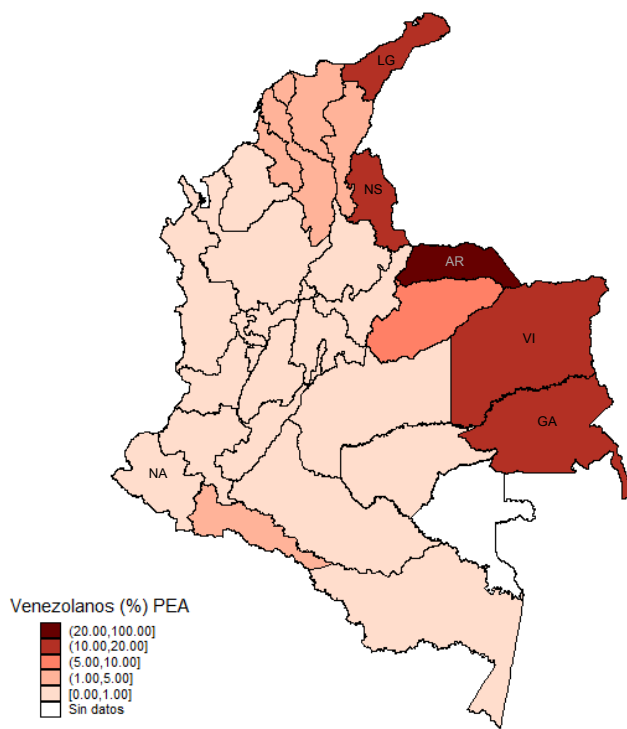
Si se considera para el resto departamentos del país, se puede apreciar que la diferencia de la cantidad de venezolanos radicados con relación a la PEA del año 2016 de cada departamento entre lo reportado por la UAEMC y el RAMV no es muy importante en términos del impacto que podrían tener sobre el mercado laboral para la mayoría de los departamentos, principalmente para los ubicados en la frontera entre Colombia y Venezuela. Los dos casos en los cuales se presentan diferencias más significativas de acuerdo con la última columna de la Tabla 1 serían Vichada y Nariño. El caso de Vichada nos indicaría que la mayoría de los migrantes que ingresaron al departamento solamente lo hicieron por ser una zona fronteriza pero que, sin embargo, muchos venezolanos tomaron la decisión de migrar hacia otra región.

Pese a esto, aun así, la población en condiciones de irregularidad migratoria que se encuentra radicada en Vichada es muy alta, alcanzando de acuerdo con lo expuesto en la Tabla 3 con datos del RAMV el 18.88% de la PEA.

Por su parte, el caso de Nariño indicaría que, lo que parecía como un fuerte incremento en la cantidad de venezolanos que se situaron en ese departamento, en realidad eran migrantes que ingresaron por la frontera entre Colombia y Ecuador pero que aparentemente no habrían permanecido en Nariño, dada la baja proporción con relación a la PEA (0.09%) que se reporta en la Tabla 1.

Conociendo la información del RAMV entonces, el mapa de distribución de la población venezolana radicada en Colombia que se desplazó de su país de origen a partir de la apertura

Gráfico 1b. Venezolanos Radicados Irregularmente como Porcentaje de la Población Económica Activa



Fuente: Elaboración propia con base en datos del Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos en Colombia (RAMV). La población económicamente activa de Amazonas y Casanare corresponden a la del 2015. Para el resto de los departamentos se consideró la PEA del año 2016. LG: La Guajira, NS: Norte de

⁷ Para el caso de Norte de Santander, es importante remarcar que Villa del Rosario es un municipio ubicado en la frontera con Venezuela, perteneciente al Área Metropolitana de Cúcuta, capital de Norte de Santander que queda aproximadamente a 6 kilómetros de la capital del departamento, con lo cual claramente presenta una importante influencia sobre la economía cucuteña. Por su parte, Maicao es un municipio que pertenece a La Guajira y también se encuentra ubicado en la frontera con Venezuela. Maicao, por su parte se encuentra a aproximadamente un poco menos de 80 kilómetros de Riohacha, la capital de La Guajira.

de las fronteras entre Colombia y Venezuela en el segundo semestre del año 2016 sería como el Gráfico 1b, el cual, a diferencia del Gráfico 1a, permite ajustar aproximadamente por las posibles migraciones internas y hacia el exterior que pudieron realizar los venezolanos una vez que llegaron al país.

Si se consideran las heterogeneidades en términos de sexo y de edad de los flujos migratorios en la Tabla 2a que se presenta a continuación, de acuerdo con los datos de Migración Colombia, para los dos departamentos analizados la proporción de hombres y mujeres de Venezuela que migraron a esas regiones entre el 2016 y el 2017 es muy similar siendo relativamente mayor para el caso de los hombres pero con una diferencia que no resultaría muy relevante en términos de los efectos que puedan tener sobre el mercado laboral.

Esta paridad se presenta también si se consideran los datos de venezolanos radicados irregularmente a nivel nacional en el panel inferior de la Tabla 2a según los datos del RAMV. En términos educativos, por su parte, el 76.21% de la población encuestada en el RAMV a nivel nacional ha alcanzado como máximo la Básica Secundaria, mientras que el 17.44% posee educación superior (Universitaria, Técnica o Tecnóloga) y tan solo el 0.39% posee un posgrado.

Adicionalmente, de los datos reportados por el RAMV en la Tabla 2a se puede observar que aproximadamente el 63.72% de la población venezolana censada a nivel nacional se encuentra en situación de informalidad laboral, desempleo o trabaja independientemente, mientras que tan solo el 0.75% de la población censada se encuentra en un empleo formal. Esta información indicaría que debería haber un mayor efecto del aumento en la oferta laboral sobre las variables del mercado de trabajo de la población de informales de los departamentos de La Guajira y el Norte de Santander, en particular, no así con la población de ocupados formales.

Por último, otro elemento importante que permite observar el RAMV se vincula con la intención de permanencia de la población venezolana radicada en el país. Esta información puede ser muy útil dado que permitiría conocer realmente la intensidad de la participación en el mercado laboral de la población inmigrante y de qué manera pueden alterar la composición demográfica y las variables económicas -como el salario real- de las regiones en las cuales residen en un corto, mediano o largo plazo.

**Tabla 2a. Estadísticas Descriptivas
Flujo Migratorio**

	Categoría	La Guajira	Norte de Santander
Sexo	Femenino	47.99%	45.76%
	Masculino	52.01%	54.24%
Edad	18 - 29	40.02%	41.34%
	30 - 49	49.26%	44.73%
	50 - 69	10.72%	13.93%
A nivel nacional - RAMV			
Sexo	Femenino	49.67%	
	Masculino	50.24%	
Edad	0 - 11	20.02%	
	12 - 17	6.81%	
	18 o más	73.17%	
Educación	Básica Primaria	20.15%	
	Básica Secundaria	56.07%	
	Técnico - Tecnólogo	6.76%	
	Universitario	10.67%	
	Posgrado	0.39%	
	No Aplica	5.97%	
Tipo de Actividad	Empleo Informal	23.64%	
	Trabajador Independiente	21.89%	
	Desempleado	18.19%	
	Hogar	9.72%	
	Estudiante	7.72%	
	Empleado Formal	0.75%	
	No Reporta	18.09%	

Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), de la Unidad Administrativa Especial Migración Colombia (UAEMC) y del Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos en Colombia (RAMV).

De la totalidad de la población venezolana censada a nivel nacional por el RAMV, tal y como se observa en la Tabla 2b el 89.41% informó tener intenciones de establecerse en Colombia, el 8.64% tiene planes de retornar a Venezuela mientras que tan solo el 1.96% planea estar en Colombia en tránsito para ir a otro país. Sin embargo, si se analizan los datos en términos de plazos, aproximadamente el 90.82% de la población censada tiene planes de estar en Colombia por un periodo superior a 1 año y tan solo el 2.88% planea estar en el país menos de 6 meses. Con lo cual existe una importante proporción de personas que una vez habiendo llegado a Colombia procedentes de Venezuela tienen intenciones de radicarse en el país por un largo plazo, lo cual implica, por ejemplo, participar como oferta laboral activa durante el periodo que estén.

**Tabla 2b. Estadísticos Descriptivos de la Intención de Permanencia
de venezolanos en Colombia
Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos en Colombia (RAMV)**

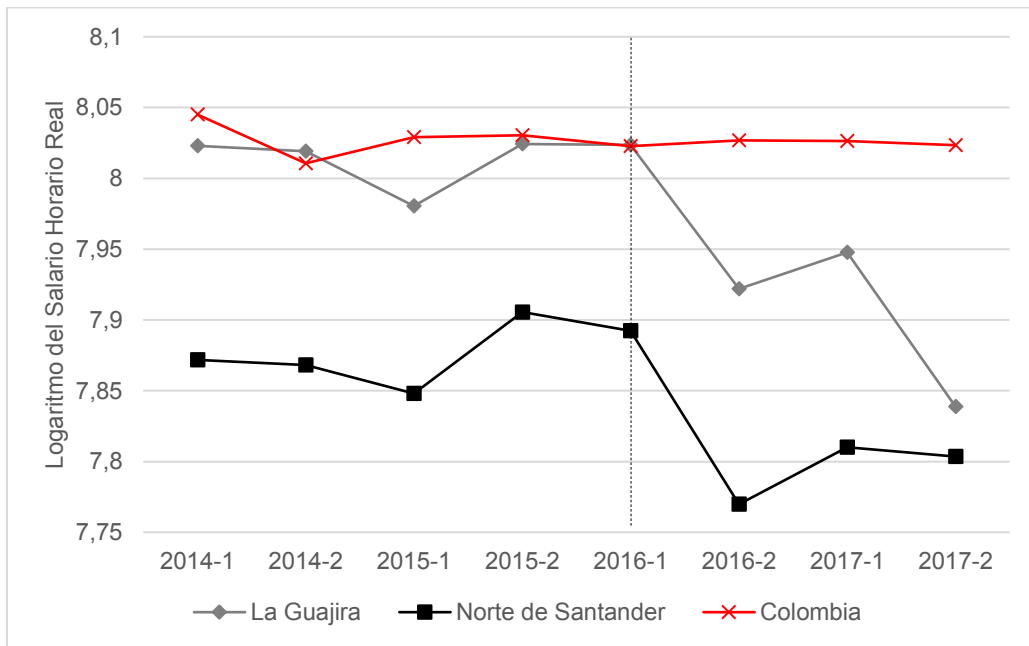
Intención	Plazo	Participación (%)
Establecerse en Colombia	Más de 1 año	83.51%
	De 6 meses a 1 año	4.02%
	Menos de 6 meses	1.88%
Retornar a Venezuela	Más de 1 año	6.33%
	De 6 meses a 1 año	1.66%
	Menos de 6 meses	0.65%
Tránsito a otro país	Más de 1 año	0.98%
	De 6 meses a 1 año	0.62%
	Menos de 6 meses	0.36%
Total		100.00%

Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos en Colombia (RAMV).

Dada la información presentada tanto por parte de la UAEMC como del RAMV los datos son concluyentes y permiten verificar que, efectivamente, post apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela por parte de Nicolás Maduro en el segundo semestre del año 2016 ha habido un flujo fenomenal de migrantes venezolanos hacia Colombia que, principalmente, se radicaron en zonas fronterizas entre los dos países. A su vez, la información suministrada sugiere que el flujo migratorio efectivamente se ha traducido en un incremento importante en la oferta laboral de La Guajira y Norte de Santander y que, existen intenciones por parte de los migrantes venezolanos para radicarse de manera permanente o, por lo menos, por un periodo extenso de tiempo.

Ahora bien, como se expuso previamente, el objetivo del presente trabajo es analizar el impacto de este incremento en la oferta laboral vía flujo migratorio particularmente en los salarios de las regiones que recibieron mayor cantidad de migrantes. En el Gráfico 3 que se presenta a continuación se puede observar la manera en la cual, post apertura de las fronteras e ingreso de migrantes a los departamentos de La Guajira y Norte de Santander, el salario horario real medido en logaritmos cayó fuertemente, mientras que en el caso del promedio para Colombia no cayó, de hecho en ese periodo presentó un leve incremento, lo cual de alguna manera permite visualizar que parecería realmente haber un efecto negativo sobre los salarios debido al incremento en la oferta de trabajo.

Gráfico 3. Evolución del Salario Real Horario. 2014-2017



Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Sin embargo, dado que pueden existir múltiples problemas de interpretación causal al comparar las regiones afectadas y el resto del país mediante un promedio generalizado del salario real, en la siguiente sección se procederá a detallar las metodologías y las estrategias de identificación empleadas con la finalidad de determinar el impacto causal del flujo migratorio sobre el salario real doméstico para, posteriormente, presentar los resultados de las estimaciones.

III. ESTRATEGIAS DE IDENTIFICACIÓN Y RESULTADOS

Para determinar el impacto causal del incremento en la oferta laboral sobre el salario real de los colombianos en las regiones en las que hubo un mayor flujo migratorio es importante poder descomponer el efecto en dos: por un lado, el efecto específico del incremento en el flujo migratorio con el respectivo mecanismo causal especificado en las secciones anteriores y, por otro lado, despojar a la variación en el salario real del componente que se encuentra explicado por elementos macroeconómicos que afectaron en su conjunto tanto a aquellas regiones que se vieron directamente afectadas por el incremento en la migración de venezolanos como a aquellos departamentos que presentaron un flujo migratorio muy bajo o casi nulo.

El escenario ideal para el análisis es uno en el cual se cuente con un contrafactual de las unidades afectadas por el flujo migratorio que permitan comparar cómo hubiera sido el salario real en ausencia del shock de oferta laboral y, de esta manera, mirar la diferencia con el sendero del salario real efectivamente ocurrido en el tiempo. Sin embargo, dada la imposibilidad práctica de contar con un contrafactual, en la literatura se encuentran distintas metodologías que permiten aproximar el análisis para determinar el impacto causal del *shock* bajo estudio.

La metodología más recurrente en la literatura económica consiste en comparar a las regiones o unidades afectadas por el shock exógeno (Grupo Tratamiento) con un conjunto de unidades que funcionen como control (Grupo Control) las cuales deben cumplir con ciertos requisitos para permitir la comparabilidad entre los distintos grupos bajo análisis.

El supuesto fundamental que se debe cumplir con relación al grupo de control para poder determinar el impacto causal sobre el grupo de tratamiento del *shock* migratorio consiste en que en ausencia del shock migratorio la tendencia en los salarios reales de los departamentos del grupo de tratamiento y del grupo de control serían iguales. Dado que no se cuenta con el contrafactual post-*shock* migratorio se debe asegurar entonces de que la tendencia de la variable de interés para ambos grupos, pre-*shock* migratorio, sean iguales.

En este punto surge entonces un problema no menor y consiste en determinar la composición o la forma según la cual se construiría ese Grupo de Control que permita comparar la evolución de los salarios reales de La Guajira y de Norte de Santander. En este trabajo se exploran dos alternativas que pueden verse como un complemento para agregar robustez a los resultados obtenidos: Por un lado, siguiendo la metodología de Card (1990), se estima el impacto causal del flujo migratorio sobre el salario real doméstico en los Grupos de Tratamiento mediante la metodología de *Diferencias en Diferencias* tomando como Grupo de Control a los departamentos de Antioquia, Caquetá y el Chocó. Es decir, en una primera instancia se realizará las estimaciones basando el análisis en una selección de un Grupo de Control *ad-hoc*, seleccionando aquellas regiones cuyas tendencias en términos de la variable de interés sean lo más parecido posible a la del Grupo de Tratamiento.

En una segunda instancia las estimaciones se realizarán construyendo un Grupo de Control mediante la Metodología de Control Sintético siguiendo lo desarrollado por Abadie y Gardeazabal (2003) y Abadie, Diamond y Hainmueller (2010), bajo la cual mediante un análisis estadístico que se detallará posteriormente se construye un Grupo de Control a partir del resto de los departamentos de Colombia que no se vieron afectados por el flujo migratorio significativamente, otorgándoles diferentes niveles de ponderación.

Se mostrará en los resultados que, independientemente de la metodología implementada para la construcción del Grupo de Control, la estimación es robusta y el efecto causal estimado del incremento en la oferta laboral sobre el salario real doméstico es muy similar para las dos metodologías propuestas.

Diferencias en Diferencias

Como se expuso previamente en esta sección se empleará la metodología de Diferencias en Diferencias para estimar el impacto causal del incremento en la oferta laboral debido al aumento en la migración de Venezuela. Dado el importante flujo de migración de venezolanos que recibieron los departamentos de La Guajira y Norte de Santander y debido a la disponibilidad de datos para la medición del salario horario promedio de esas regiones, estos dos departamentos serán considerados como Grupos de Tratamiento. Por su parte, bajo esta metodología el Grupo de Control se construirá *ad-hoc* para lo cual se seleccionaron a los departamentos de Antioquia, Caquetá y Chocó.

La selección de estos departamentos como Grupo de Control obedece principalmente a tres razones:

1. En primer lugar son departamentos que no se encuentran cercanos a la frontera entre Colombia y Venezuela, motivo por el cual se esperaría que de obtener un impacto causal del incremento en la oferta laboral dado que se abrieron las fronteras en el segundo semestre del año 2016, éste no habría afectado significativamente a estos departamentos, con lo cual de no haber ocurrido tal flujo migratorio, la evolución tendencial de los salarios reales en estos departamentos se hubiera mantenido relativamente inalterada.

2. En segundo lugar es importante considerar que pese a no estar muy cerca de la frontera entre Colombia y Venezuela, estos tres departamentos sí recibieron un flujo migratorio por otros medios

de transporte, por ejemplo, aéreo. Sin embargo, tal y como se presentó en la Tabla 1 el flujo migratorio acumulado desde el segundo semestre del año 2016 hasta el segundo semestre del año 2017 en relación a la Población Económicamente Activa de Antioquia, Caquetá y Chocó fue de 1.86%, 0.02% y 0.07%, respectivamente, de acuerdo con los datos de la UAEMC.

Por su parte, la cantidad de venezolanos radicados en Antioquia, Caquetá y Chocó con relación a la PEA al primer semestre del año 2018 de acuerdo con el RAMV es de 0.53%, 0.01% y 0.09%, respectivamente. Es decir, que tanto la cantidad de venezolanos que migraron como los que se radicaron en esos departamentos es profundamente inferior en comparación a lo que sucedió con La Guajira y Norte de Santander, motivo por el cual no se esperaría un efecto realmente significativo sobre las variables del mercado laboral de esas regiones.

3. Por último otro elemento a tener en cuenta como argumento para considerar a Antioquia, Caquetá y Chocó como Grupo de Control es que tal y como se refleja en el Gráfico 4, a continuación, parecería existir un comportamiento en la tendencia del salario real pretratamiento muy similar entre las regiones del Grupo de Control y del Grupo de Tratamiento; evolución que cambió su tendencia únicamente a partir del periodo en el cual se abren las fronteras entre Colombia y Venezuela.

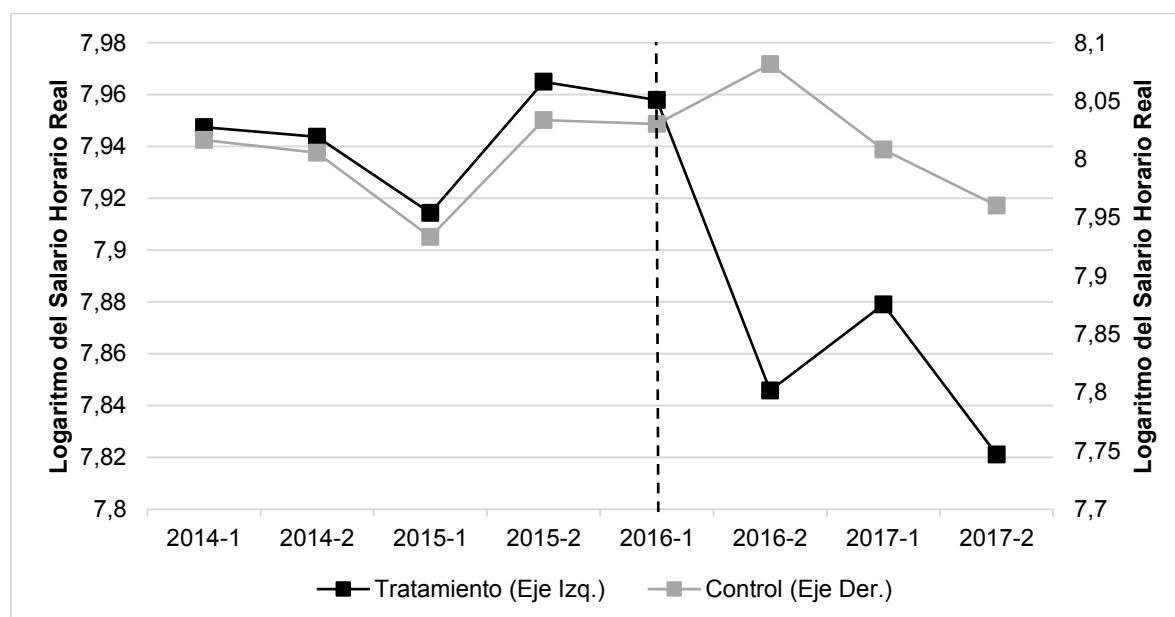
Para verificar que la tendencia del salario real horario en logaritmos entre el grupo de tratamiento y el grupo de control son iguales en los periodos pretratamiento, se presenta en la Tabla A1 del Anexo los Estadísticos F y los P-Valor de los correspondientes tests de tendencia común pretratamiento para cada uno de los grupos sobre los cuales se estimará la caída del salario real en lo que sigue del trabajo.

Tal y como se observa en la Tabla A1, no se puede rechazar la hipótesis nula de igual tendencia en la variable de interés tanto en agregado como para cada uno de los grupos analizados para las estimaciones a los niveles habituales de significatividad⁸, con lo cual la evidencia sugiere que la utilización del grupo de control *ad-hoc* conformado por Antioquia, Caquetá y el Chocó es adecuada.

En el Gráfico 4 se puede visualizar que el comportamiento tendencial en el salario real horario del Grupo de Tratamiento y de Control propuestos medido en logaritmos es muy similar preapertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela, es decir antes del segundo semestre del año 2016. Sin embargo, a partir del segundo semestre del año 2016 tal y como se observa en el Gráfico 4 luego de la línea punteada, el salario real horario de los departamentos del Grupo de Tratamiento cae fuertemente y adquieren una tendencia muy distinta a la del Grupo de Control, evidencia que podría respaldar inicialmente que habría un efecto negativo del incremento en la oferta laboral sobre el salario real horario.

⁸ De acuerdo con lo presentado en la Tabla A1. del Anexo, la hipótesis nula únicamente se rechazaría para el grupo de los formales al 10% de significatividad. Por un lado, la significatividad estadística de la hipótesis alternativa no es muy fuerte para este subgrupo y, adicionalmente, tal como se mostrará más adelante, los resultados presentados para los ocupados formales no es robusta, con lo cual, no habrá evidencia concluyente sobre ese grupo en particular.

Gráfico 4. Evolución del Salario Real Horario. 2014-2017



Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). En el Grupo de Tratamiento se consideraron a los departamentos de La Guajira y Norte de Santander; en el Grupo de Control se consideraron a los departamentos de Antioquia, Chocó y Caquetá.

Para poder estimar, de manera muy general, el efecto del incremento en la oferta laboral sobre el salario real de los individuos que habitan en los departamentos del grupo de Tratamiento se implementa la metodología de diferencias en diferencias restando el salario real promedio horario pretratamiento y post-tratamiento para ambos grupos y posteriormente restando estas diferencias. El valor obtenido luego de las diferencias sería el efecto causal estimado buscado. Los resultados de esas estimaciones se presentan a continuación en la Tabla 3:

**Tabla 3. Estimaciones de Diferencias en Diferencias:
Logaritmo del Salario Horario Real**

	Pre- Tratamiento	Post Tratamiento	Diferencia
Grupo de Control	8.054 (0.0435)	8.101 (0.0590)	0.0470* (0.0160)
Grupo de Tratamiento	7.951 (0.0676)	7.851 (0.0550)	-0.0996* (0.0126)
Diferencia	-0.103 (0.0666)	-0.250** (0.0692)	-0.147*** (0.0177)

Notas. Fuentes: Estimaciones propias elaboradas con base en datos de la GEIH del DANE. El Grupo de Control está compuesto por los departamentos de Antioquia, Caquetá y Chocó. El Grupo de Tratamiento está compuesto por los departamentos de La Guajira y Norte de Santander. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento respectivamente. Errores estándar robustos ajustados por clúster a nivel de departamento entre paréntesis.

De acuerdo con lo que se observa en la Tabla 3 habría un efecto causal del incremento en la oferta laboral sobre el salario horario real del Grupo de Tratamiento. El efecto de acuerdo a las estimaciones es negativo e indicaría que el flujo migratorio de venezolanos hacia La Guajira y Norte de Santander generó en promedio una caída en el salario horario real del 14.7%.

Ahora bien, las estimaciones realizadas en la Tabla 3 no permiten controlar por distintas heterogeneidades que puede haber en los individuos encuestados por el DANE en la GEIH y que podrían estar sesgando las estimaciones realizadas. Adicionalmente, tampoco permite controlar por shocks no observables constantes en el tiempo, pero distintos entre regiones ni por shocks que sean variables en el tiempo y constantes entre regiones. Por este motivo, se procede a realizar estimaciones econométricas que permitan incorporar estos controles para así, de esta manera, evitar este tipo de sesgos en las estimaciones obtenidas debido a la omisión de variables relevantes.

El modelo econométrico que se pretende estimar para poder cumplir con el objetivo es el siguiente:

$$\text{Log}(w)_i = \alpha + \beta \text{Treat}_i + \gamma \text{Post}_i + \delta \text{Treat}_i \times \text{Post}_i + \theta X_i + \pi_D + \sigma_t + \mu_i$$

La variable w_i denota el salario real horario de la observación i , la variable Treat_i indica si la observación i pertenece al Grupo de Tratamiento (= 1) o si pertenece al Grupo de Control (= 0), la variable Post_i es una variable Dummy que vale 1 si la observación i pertenece al periodo post apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela o vale 0 en caso contrario, las variables π_D y σ_t son efectos fijos por departamento y por periodo y, por último, el vector X_i controla por las heterogeneidades de los agentes considerados para el estudio que podrían sesgar los resultados de las estimaciones realizadas. El coeficiente de interés que reflejaría el efecto causal sobre el salario del flujo migratorio mediante la metodología de *Diferencias en Diferencias* es δ . Los resultados de las estimaciones se presentan a continuación en la Tabla 4.

Tabla 4. Estimaciones Agregadas. Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	(1)	(2)	(3)
Tratamiento	-0.103 (0.0666)	-0.115** (0.0337)	-0.149*** (0.00957)
Post	0.0470** (0.0146)	0.0266** (0.00941)	0.00981 (0.0298)
Tratamiento*Post	-0.147*** (0.0177)	-0.101*** (0.0107)	-0.0953*** (0.0143)
Observaciones	34,475	34,472	32,838
R ²	0.010	0.352	0.334
Controles Individuales	No	Sí	Sí
Controles Agregados y Temporales	No	No	Sí

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados a nivel de departamento entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

De los resultados presentados en la Tabla 4 se observa que, luego de controlar por las características individuales de los individuos y por elementos temporales y regionales, el efecto estimado causal del incremento en la oferta laboral debido al flujo migratorio post apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela sobre el salario horario real de los individuos de La Guajira y Norte de Santander es un efecto negativo estadísticamente significativo para los niveles habituales de significatividad. En la columna 3 de la Tabla 4 se observa que el efecto sería de una caída en promedio de aproximadamente 9.53% del salario real horario, *ceteris paribus*.

Método de Control Sintético

La otra metodología propuesta en esta parte del trabajo podría solucionar los problemas de discrecionalidad que se le pueden atribuir a las estimaciones mediante una selección de un grupo de control *ad-hoc* tal y como se hizo en la subsección anterior. La intuición del método de Control Sintético se basa en determinar una combinación lineal óptima de las unidades de control, en este análisis los departamentos que no se vieron fuertemente afectados por el flujo migratorio, de manera tal de que, de acuerdo a una ponderación a determinar se construya una unidad de control sintética que sirva de contrafactual a partir de la cual se puedan realizar las comparaciones entre las unidades de tratamiento o de análisis (La Guajira y Norte de Santander) y la unidad de control construida.

La clave en esta metodología está en determinar la ponderación óptima que se le atribuye a cada una de las unidades de control o departamentos no afectados por la migración para poder realizar la combinación lineal que permita obtener la unidad de comparación.

Siguiendo a Gardeazabal (2010) y a Abadie, Diamond y Hainmueller (2010) el problema analíticamente a resolver se basa en seleccionar un vector W^* de ponderadores que permita minimizar la expresión dada por

$$W^* = \underset{w}{argmin} (X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)$$

Sujeto a que:

$$w_j \geq 0 \quad (j = 1, 2, \dots, J)$$

$$w_1 + w_2 + \dots + w_J = 1$$

Donde J denota el número de unidades de control disponibles, en este análisis los departamentos de control que no se vieron fuertemente afectados por el flujo migratorio. $W = (w_1, \dots, w_J)$ es un vector no negativo de ponderadores para cada una de las unidades de control disponibles que debe sumar 1 de acuerdo a las restricciones previamente expuestas. X_1 es un vector de dimensiones $(K \times 1)$ con valores de K características pretratamiento relevantes para la unidad tratada y X_0 es una matriz de dimensión $(K \times J)$ que contiene los mismos valores para las mismas K variables, pero para las J unidades de control bajo análisis. Por último V es una matriz diagonal con componentes no-negativos en la cual se explicita la importancia relativa de cada una de las características seleccionadas como determinantes de la variable de interés bajo análisis, en este caso el salario horario real.

Luego, una vez minimizada la expresión previamente presentada sujeta a las restricciones de no negatividad y de suma igual a 1 se determinaría el vector W^* de ponderaciones óptimas el cual, si se multiplica por la matriz X_0 , permitirá encontrar los valores de las variables especificadas ponderadas, esto es pertenecientes a la unidad contrafactual de comparación.

Por último, definiendo Y_1 como un vector de dimensión $(T \times 1)$ que contiene los valores de la variable de interés, en este caso el salario real horario, para cada uno de los periodos post-

tratamiento y definiendo a Y_0 como una matriz de $(T \times J)$ con las mismas características que Y_1 solamente que para todas las unidades de control consideradas, se puede determinar el valor de la variable de interés sintética, esto es el salario horario real sintético a partir de los ponderadores obtenidos y la matriz Y_0 .

Con lo cual, el vector de salarios horarios reales sintéticos estaría dado por $Y_1^* = Y_0 W^*$, por lo tanto comparando Y_1 , que es el valor real del salario horario en términos reales, con Y_1^* , que es el valor sintético encontrado que tomaría el rol de contrafactual, se podría determinar el efecto causal del incremento en la oferta laboral sobre el salario percibido por los habitantes de La Guajira y Norte de Santander.

Para poder estimar las ponderaciones presentadas en la Tabla 5 fue necesario especificar un conjunto de variables que se consideran relevantes para explicar el salario horario real.

Una de las limitaciones de la metodología de Control Sintético es que las unidades de análisis son, en general, unidades a nivel agregado motivo por el cual es importante determinar variables explicativas que permitan determinar el nivel salarial de los departamentos a nivel agregado y no a nivel de cada uno de los individuos.

Dado esto, por lo tanto, se seleccionaron variables que pudieran impactar sobre el salario real a nivel departamental como la proporción de trabajadores en Actividades Primarias, Secundarias y Terciarias en la economía, la tasa de desempleo, la tasa de informalidad laboral, los años de educación promedio de cada una de las regiones y el salario horario real promedio del departamento de control en algunos periodos pretratamiento específicos.⁹ Las ponderaciones correspondientes al vector W^* determinadas bajo esta metodología se presentan en la Tabla 5.

De acuerdo con lo presentado en la Tabla 5 se puede observar que de las tres regiones elegidas *ad-hoc* en la metodología de *Diferencias en Diferencias* presentadas en la sección anterior, el cómputo de W^* les otorgó ponderación no nula a dos, estas son al Caquetá y el Chocó con una ponderación del 5.9% y 15.6% respectivamente.

Tabla 5. Ponderaciones de los Departamentos mediante Método de Control Sintético

Departamento	Ponderación
Antioquia	0.0%
Atlántico	0.0%
Bogotá	0.0%
Bolívar	0.0%
Boyacá	0.0%
Caldas	0.0%
Caquetá	5.9%
Cauca	2.9%
Cesar	0.0%
Córdoba	0.0%
Chocó	15.6%
Huila	0.0%
Magdalena	26.8%
Meta	0.0%
Nariño	7.0%
Quindío	0.0%
Risaralda	0.0%
Santander	0.0%
Sucre	0.0%
Tolima	41.8%
Valle del Cauca	0.0%

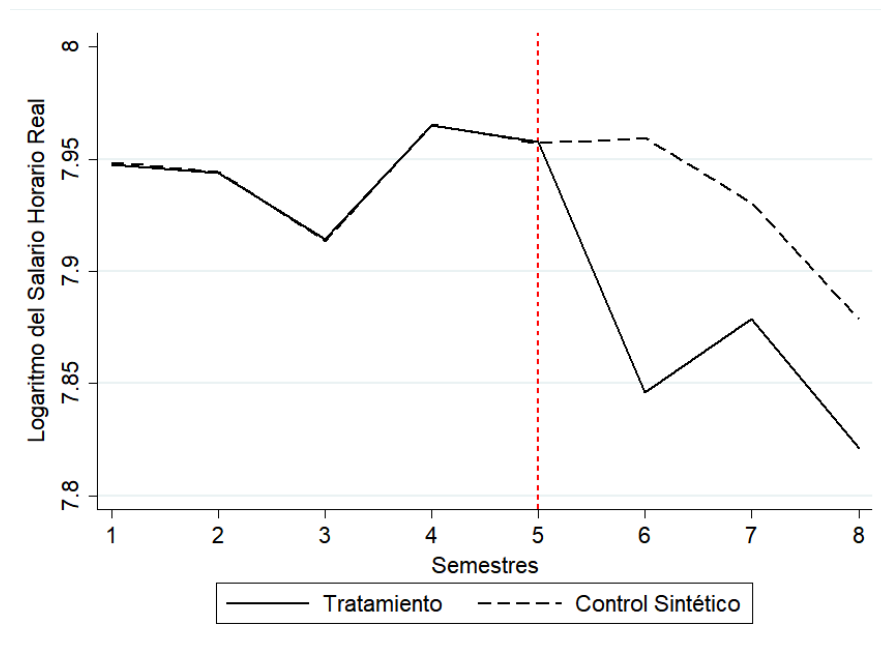
Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del DANE. Las variables explicativas que se emplearon para el método de Control Sintético son las ramas de actividad económica, la tasa de informalidad laboral, el promedio de años de educación del departamento, la tasa de desempleo y el logaritmo del salario horario del primer semestre del 2014, 2015 y 2016.

⁹ En la Tabla A2 del anexo se presentan los descriptivos de las variables previamente mencionadas para los departamentos de tratamiento y los de control con ponderación no nula de acuerdo con la Tabla 5 al implementar MCS. Tal y como se observa en la Tabla A2 las características de estos 8 departamentos (2 de tratamiento y 6 de control) serían relativamente similares en promedio lo cual explicaría por qué resultaron con ponderaciones positivas al implementar MCS.

A su vez por otro lado se observa que se incluyeron otros departamentos que no fueron considerados en el análisis en *Diferencias en Diferencias* tales como el Cauca, Magdalena, Nariño y Tolima con ponderaciones de 2.9%, 26.8%, 7% y 41.8%, respectivamente.

Una vez calculadas las ponderaciones óptimas y computando el valor de la variable de interés sintética se observan los resultados en el Gráfico 5 que se presenta a continuación:

Gráfico 5. Evolución del Salario Real Horario. Grupo de Tratamiento y Grupo de Control Sintético. 2014-2017



Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). En el Grupo de Tratamiento se consideraron a los departamentos de La Guajira y Norte de Santander.

En el análisis se tomaron en cuenta los periodos junio y diciembre de los años comprendidos entre el 2014 y el 2017. De las estimaciones realizadas se obtiene que pre-tratamiento habría una tendencia y valores muy similares entre la unidad de tratamiento¹⁰ y la de control sintético, sin embargo post apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela se observa que el salario horario real de la unidad de tratamiento cae mucho más fuertemente mientras que el salario horario real de la unidad de control construida mediante MCS aumenta ligeramente en el semestre de apertura de la fronteras y posteriormente cae, pero manteniéndose una brecha post-tratamiento entre los valores de tratamiento y de control que no existía en los periodos previos a la apertura de las fronteras.

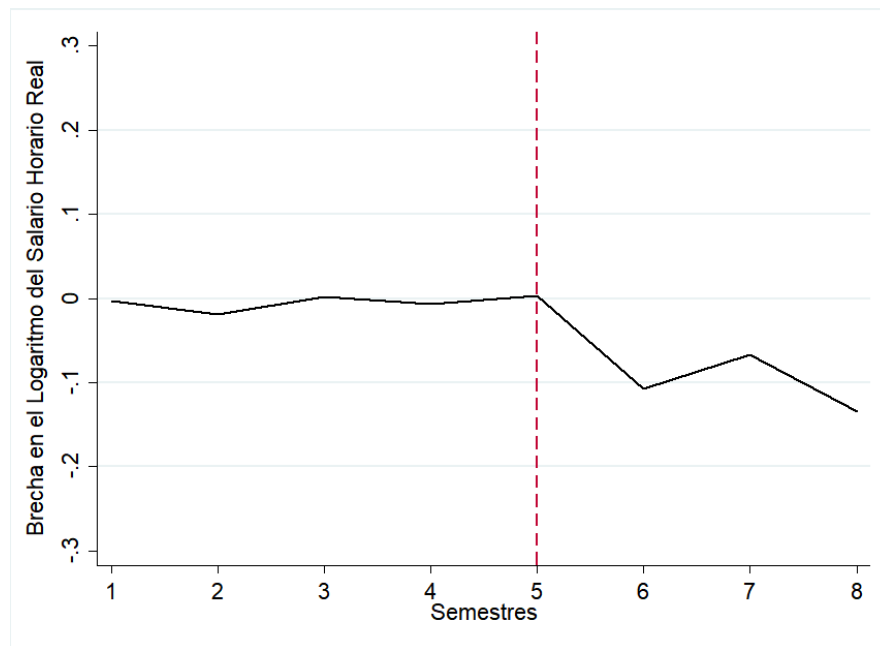
Si se calcula la diferencia entre el salario promedio pretratamiento y post-tratamiento para ambos grupos presentados en el Gráfico 5 y, posteriormente, se computa la diferencia de esas diferencias entre los dos grupos se obtiene que el efecto causal estimado promedio fue de una caída del salario real horario para el Grupo de Tratamiento de 7.14% aproximadamente, resultado

¹⁰ Para este análisis y dado que la metodología de Control Sintético permite únicamente considerar una sola unidad como tratamiento, se consideró entonces a La Guajira y Norte de Santander como una sola región estimando el salario horario real promedio para la población de los dos departamentos como si fueran el mismo.

que estaría muy vinculado con el obtenido en las estimaciones agregadas de Diferencias en Diferencias de la Tabla 4.

En el Gráfico 6 presentado a continuación se evidencia la brecha entre el valor del logaritmo del salario horario real de los departamentos bajo análisis y el valor para la unidad sintética estimada mediante esta metodología. Se observa entonces que pre-intervención la brecha se encontraba en valores muy cercanos a 0 y que post-intervención la brecha se hace cada vez más negativa en los tres semestres siguientes bajo análisis.

Gráfico 6. Evolución de la Brecha entre el Log del Salario Real del Grupo de Tratamiento y de Control Sintético. 2014-2017



Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). En el Grupo de Tratamiento se consideraron a los departamentos de La Guajira y Norte de Santander.

IV. EFECTOS HETEROGÉNEOS

En esta parte del trabajo se presentan las estimaciones del efecto tratamiento sobre el salario real horario, pero desagregando por diferentes características de la población bajo análisis. Las variables con base en las cuales se estimará la heterogeneidad en los efectos causales del incremento de la oferta laboral sobre el salario real se basarán en características de sexo, edad, nivel educativo y la categoría de formalidad laboral de las personas en los departamentos de La Guajira y Norte de Santander.

Efecto por Sexo

Las estimaciones del efecto tratamiento por sexo se hicieron siguiendo la misma metodología presentada previamente de Diferencias en Diferencias basando el análisis en el mismo Grupo Control *ad-hoc* propuesto con anterioridad, sin embargo, en este caso se desagregó a la población entre hombres y mujeres. Los resultados se presentan en la Tabla 6 a continuación:

Tabla 6. Estimaciones Por Sexo. Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	Mujeres			Hombres		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tratamiento	-0.104 (0.0880)	-0.151* (0.0546)	-0.194*** (0.0188)	-0.107 (0.0529)	-0.0868** (0.0223)	-0.125*** (0.00774)
Post	0.0706* (0.0260)	0.0433* (0.0175)	0.0709* (0.0323)	0.0363*** (0.00671)	0.0159* (0.00616)	-0.0318 (0.0319)
Tratamiento*Post	-0.137*** (0.0286)	-0.109*** (0.0189)	-0.0922*** (0.0198)	-0.160*** (0.00671)	-0.106*** (0.00642)	-0.104*** (0.0130)
Observaciones	14,791	14,790	14,159	18,176	18,174	17,233
R ²	0.008	0.347	0.334	0.013	0.362	0.341
Controles Individuales	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Controles Agregados y Temporales	No	No	Sí	No	No	Sí

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

Tal y como se evidencia el efecto tratamiento entre hombres y mujeres luego de controlar por características observables y no observables parecería ser muy ligeramente mayor para los hombres que para las mujeres, habiendo una reducción del salario real horario post intervención del 10.4% y del 9.22%, respectivamente. La diferencia entre las estimaciones no es muy grande lo cual era de esperarse dado la distribución por sexo de los migrantes venezolanos que llegaron a La Guajira y Norte de Santander que se presentó en la Tabla 2a.

Efecto por Rango Etario

En esta parte se estima el efecto tratamiento por rango etario de la población. La clasificación por rango etario se hizo de acuerdo a la distribución por edad de la población en La Guajira y Norte de Santander. Estimando la distribución por cuantiles se pudo determinar que el 25% de la población más joven tiene una edad menor o igual a los 25 años, y que el 25% de mayor edad de la población tiene más de 48 años. Con base en esto se dividió a la población en tres rangos etarios para los cuales se estimó el efecto tratamiento. Los resultados se presentan a continuación:

Estimaciones Por Rango Etario. Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	Edad Menor o Igual a 25 años			Entre 25 y 48 años			Mayor a 48 años		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tratamiento	-0.208*	-0.174*	-0.234***	-0.0943	-0.110**	-0.140***	-0.0544	-0.0745*	-0.0948***
	(0.0814)	(0.0652)	(0.0103)	(0.0686)	(0.0350)	(0.0123)	(0.0892)	(0.0309)	(0.0160)
Post	0.0762***	0.0547***	-0.00300	0.0416	0.0198	0.0213	0.0198**	0.00710	-0.0265
	(0.00427)	(0.00721)	(0.0184)	(0.0297)	(0.0179)	(0.0387)	(0.00439)	(0.00483)	(0.0495)
Tratamiento*Post	-0.0944***	-0.0488***	-0.0333**	-0.160***	-0.116**	-0.108**	-0.151	-0.104**	-0.112**
	(0.0104)	(0.00745)	(0.00851)	(0.0309)	(0.0278)	(0.0293)	(0.0721)	(0.0342)	(0.0333)
Observaciones	6,988	6,987	6,769	20,363	20,361	19,260	7,124	7,124	6,809
R ²	0.027	0.203	0.208	0.010	0.354	0.336	0.005	0.411	0.392
Controles Individuales	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Controles Agregados y Temporales	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

De los resultados obtenidos se observa que el efecto tratamiento parecería ser mayor a medida que la edad de la población aumenta, habiendo una caída del salario real estimada menor para los más jóvenes, seguida de la cohorte entre 25 y 48 años y mucho más fuerte para los mayores de 48 años, siendo los efectos estimados del 3.3%, 10.8% y 11.2%, respectivamente.

Efecto por nivel educativo

Para estimar el efecto desagregado por nivel educativo se consideró el nivel educativo más alto aprobado por los individuos bajo análisis dividiendo a la población considerando las categorías de los Estadísticos Descriptivos de la Tabla 2a en dos grupos: aquellos que tenían como máximo la secundaria completa y aquellos que completaron estudios superiores. A su vez, el grupo de la población que completó estudios superiores se dividió en dos, aquellos que completaron como máximo la universidad y aquellos que completaron algún tipo de posgrado.

Se esperaría que, de acuerdo a lo presentado en la Tabla 2a, dado que el flujo migratorio de venezolanos con Básica Secundaria completada como nivel máximo de educación a nivel nacional es mucho mayor en comparación a las otras categorías educativas, entonces se

presente una mayor caída en el salario real de este grupo poblacional en comparación a los otros. Esto, por supuesto, suponiendo que la distribución de la población por nivel educativo reportada por el RAMV en la Tabla 2a a nivel nacional sea similar a la distribución de la población por departamento.

Una vez realizada la categorización se procedió a la estimación mediante Diferencias en Diferencias de la caída en el salario real para cada uno de los subgrupos. Los resultados se presentan en la Tabla 8 a continuación:

Tabla 8. Estimaciones Por Nivel Educativo. Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	Secundaria			Superior Universitario			Posgrado		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tratamiento	-0.129*	-0.124*	-0.149***	-0.0394	-0.117**	-0.186***	-0.0805	-0.132*	-0.249***
	(0.0580)	(0.0465)	(0.0108)	(0.0435)	(0.0355)	(0.00839)	(0.0535)	(0.0597)	(0.0535)
Post	0.0469***	0.0372***	0.0273	0.00764	0.0115	-0.00637	-0.0192	-0.0187	-0.0897
	(0.00678)	(0.00683)	(0.0327)	(0.00792)	(0.00676)	(0.0228)	(0.0517)	(0.0378)	(0.0580)
Tratamiento*Post	-0.124***	-0.105***	-0.102***	-0.127***	-0.113***	-0.0974***	-0.0362	-0.0309	-0.0399
	(0.00902)	(0.00874)	(0.0122)	(0.0120)	(0.0150)	(0.0117)	(0.0965)	(0.0724)	(0.0534)
Observaciones	21,908	21,908	21,492	11,114	11,114	10,171	1,450	1,450	1,175
R ²	0.015	0.134	0.139	0.005	0.260	0.269	0.005	0.158	0.180
Controles Individuales	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Controles Agregados y Temporales	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

De acuerdo a lo estimado se observa que la caída en el salario real presenta una relación inversa con el nivel educativo de acuerdo a las categorías construidas. El subgrupo que completó como máximo la secundaria presenta una caída del salario real estimada post apertura de las fronteras con Venezuela de aproximadamente un 10.2% en promedio, *ceteris paribus*, mientras que para el subgrupo con educación superior universitaria completa la caída del salario real es aproximadamente del 9.74% en promedio. Por su parte no se encuentra un efecto estimado estadísticamente significativo para la población con máximo nivel educativo, esto es para aquellos que completaron un posgrado.

Estas estimaciones son consistentes con la estructura en términos de educación presentada previamente en la Tabla 2a, dado que se evidenció que al menos a nivel nacional un 76.22% de los migrantes venezolanos habían completado como máximo la Básica Secundaria, un 17.43% había obtenido máximo un título de educación superior y que, tan solo el 0.39% de los venezolanos migrantes tenían algún tipo de posgrado, con lo cual, asumiendo que la distribución a nivel regional es similar a la distribución a nivel nacional, habría un menor incremento en la

oferta relativa de trabajadores altamente calificados en estas regiones de Colombia en comparación a los trabajadores menos calificados.

Por otro lado, de acuerdo a la literatura es muy común que en los casos de flujos de migrantes hacia otras regiones las posiciones alcanzadas por los trabajadores migrantes sean en general menores a las posiciones de trabajo que poseen los trabajadores residentes con iguales características en términos de educación y experiencia (Dustmann et al. 2016). Este fenómeno conocido como *downgrading* implicaría que, independientemente de la composición educativa de los flujos de migrantes de una región a otra, el mayor incremento relativo de la oferta laboral se presentaría en aquellos empleos de menor calificación, con lo cual, *ceteris paribus*, el salario real de esos tipos de empleos debería caer mucho más en términos relativos. (Para ver evidencia de *downgrading* ver por ejemplo Borjas, 1985; Dustmann, Frattini y Preston, 2013; Dustmann y Preston, 2012)

Por lo tanto, los resultados presentados en la Tabla 8 son consistentes con la evidencia a favor de la existencia de *downgrading* y con la distribución de los migrantes en términos de educación, lo cual indicaría que, seguramente, la mayor parte de los migrantes venezolanos que llegaron a las zonas fronterizas de Colombia bajo análisis se posicionaron en empleos de baja calificación originando así, de esta manera, una caída mucho más significativa en el nivel salarial real de estos empleos en relación a los empleos que absorben mano de obra con mayor nivel de calificación.¹¹

Efecto por Informalidad Laboral

Siguiendo en línea con el análisis de efectos heterogéneos de la caída del salario real post apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela en el segundo semestre del año 2016, en esta sección se estima el efecto tratamiento dividiendo a la población en dos categorías, informales y formales.

Para la categorización entre formales e informales existen diferentes metodologías a implementar. El Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) basándose en la resolución 15 CIET de la Organización Internacional del Trabajo del año 1993 asume que una persona se encuentra en la informalidad laboral si la empresa en la cual se encuentra el trabajador posee menos de cinco empleados excluyendo a los independientes que se dedican a su oficio y también, excluyendo a los trabajadores del Gobierno. Sin embargo, en este trabajo se utiliza una metodología más cercana a la empleada por Garganta y Gasparini (2012) y Edo y Marchionni (2017) bajo la cual se considera a los trabajadores como informales si el empleado no cotiza a un fondo de pensiones, si en caso de cotizar a un fondo de pensiones el total del aporte es realizado por el empleado o bien si el empleado no se encuentra como afiliado en un régimen contributivo a la salud, es decir una categorización en la cual se pone énfasis en los derechos laborales del empleado.¹²

A partir de esta categorización se estima el efecto causal del tratamiento definido para los dos grupos, Informales y Formales. Los resultados se presentan en la siguiente Tabla:

¹¹ Este análisis sin embargo es válido principalmente en el corto plazo, dado que como Dustmann et al (2016) sugieren, con el paso del tiempo se presentaría un fenómeno contrario de *upgrading* en el cual los trabajadores inmigrantes habrían adquirido la experiencia suficiente como para participar como mano de obra en trabajos de mejor calificación o más relacionados con sus características educativas y de experiencia profesional.

¹² El efecto estimado se mantiene en valores muy similares si se opta por la definición de informalidad laboral implementada por el DANE.

Tabla 9. Estimaciones Por Nivel de Formalidad Laboral. Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	Informales			Formales		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tratamiento	-0.0555 (0.0452)	-0.0910* (0.0384)	-0.0806*** (0.00920)	0.116 (0.126)	-0.0119 (0.0376)	-0.0883*** (0.00895)
Post	0.0631*** (0.0115)	0.0415*** (0.00711)	0.0348 (0.0333)	-0.000240 (0.0409)	-0.00316 (0.0193)	-0.0207 (0.0218)
Tratamiento*Post	-0.193*** (0.0262)	-0.130*** (0.00989)	-0.125*** (0.0133)	-0.0345 (0.0473)	-0.0457* (0.0175)	-0.0450* (0.0162)
Observaciones	21,721	21,719	21,287	12,754	12,753	11,551
R ²	0.008	0.245	0.231	0.005	0.518	0.528
Controles Individuales	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Controles Agregados y Temporales	No	No	Sí	No	No	Sí

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

Tal y como se observa en la Tabla 9 si se considera únicamente a la población de ocupados informales el resultado estimado del incremento en la oferta laboral post apertura de la frontera entre Venezuela y Colombia en el segundo semestre del año 2016 es de una caída de aproximadamente el 12.5% del salario real horario en promedio, efecto mucho mayor al evidenciado previamente en la Tabla 4 cuando se analizaba para toda la población ocupada en su conjunto. Por su parte cuando el análisis se realiza considerando únicamente a la población ocupada en condiciones de formalidad el resultado estimado es mucho menor y pierde significatividad estadística siendo en promedio una caída del salario real horario de 4.5%.

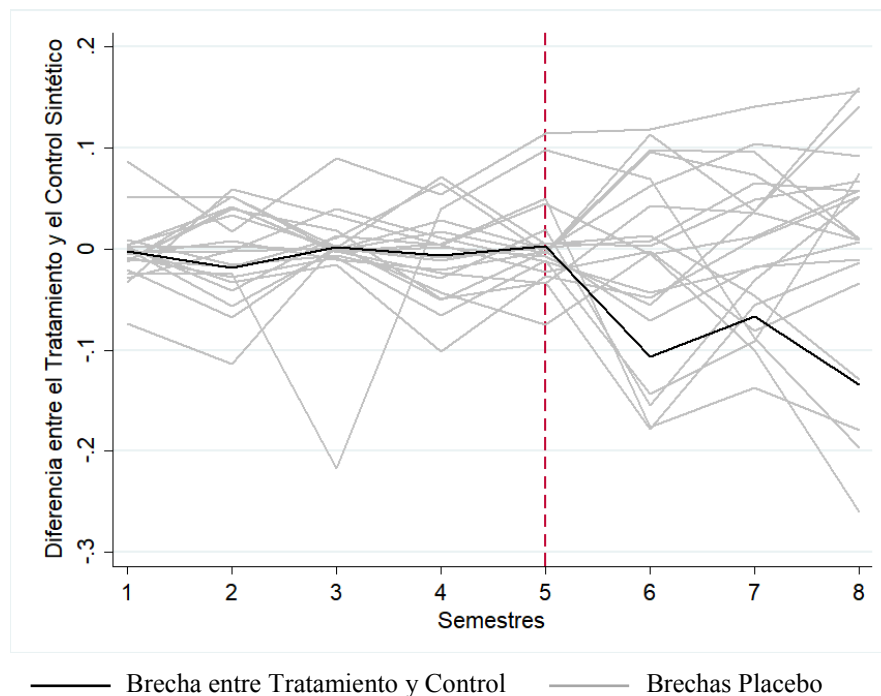
Los resultados aquí obtenidos son consistentes con la literatura según la cual debido a la menor capacidad de negociación salarial de los sectores informales este grupo de trabajadores se ve más afectado dado que se presentaría una erosión en el salario real post incremento en la oferta laboral y, a su vez, son consistentes con la proporción relativa del incremento en la población de trabajadores en condiciones de informalidad producto de la migración de venezolanos a partir del año 2016 que se reporta en la Tabla 2a con base en datos del RAMV.

V. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ

Dados los supuestos realizados con relación a la conformación de los Grupos de Control para estimar el efecto causal del incremento en la oferta laboral debido a un shock migratorio post apertura de las fronteras con Venezuela en el segundo semestre del año 2016, en esta parte del trabajo se presentan diferentes ejercicios de robustez para garantizar que los resultados pueden ser interpretados causalmente.

En primer lugar, en el Gráfico 7 se observa el ejercicio de estimar la evolución de la brecha entre el Grupo de Tratamiento y su respectivo Grupo de Control Sintético cambiando el grupo de tratamiento y considerando a diferentes regiones de Colombia distintas a La Guajira y Norte de Santander como si hubieran sido afectadas por la migración.

Gráfico 7. Evolución de la Brecha entre el Logaritmo del Salario Real del Grupo de Tratamiento y de Control Sintético. Test Placebo. 2014-2017



Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). La línea negra denota la brecha cuando en el Grupo de Tratamiento se consideraron a los departamentos de La Guajira y Norte de Santander. Las líneas grises denotan la brecha de ejercicios alternativos considerando como Grupos de Tratamiento al resto de los departamentos no afectados por la migración.

Tal y como se observa en el Gráfico 7 la evolución de la brecha pretratamiento y post-tratamiento de los experimentos falsos no sigue una senda como la del grupo real de tratamiento, esto es considerando a La Guajira y Norte de Santander, lo cual evidencia que para cualquiera de las otras regiones no hubo un efecto causal de la apertura de fronteras sobre el salario real.

Por otra parte, es posible que la caída del salario real en La Guajira y Norte de Santander se haya debido, más que a un incremento en el flujo migratorio desde Venezuela hacia Colombia a la crisis macroeconómica en Venezuela, con lo cual, ante la caída de la capacidad de absorción de la economía venezolana, probablemente haya caído también el comercio internacional con Colombia afectando principalmente a las economías fronterizas, en el caso colombiano, a La Guajira y a Norte de Santander.

Sin embargo, tal y como CEPAL (2017) expone, el PBI de Venezuela ha caído durante cuatro años consecutivos desde el año 2013 hasta el año 2017, acumulando una contracción del PBI real en esos cuatro años de aproximadamente un 31,9%. Por lo tanto, si la caída en el salario real analizada en este trabajo post-apertura de las fronteras se hubiera debido a una caída en la demanda por parte de la economía venezolana, entonces el salario real también hubiera caído en los periodos previos al periodo de tratamiento considerado.

Tal y como se observa en el Gráfico 4 en los periodos pre-tratamiento considerados el salario real no mantuvo una tendencia decreciente y el único periodo en el cual se presentó una caída significativa fue en el primer semestre del año 2015, caída que también sufrieron otros departamentos no fronterizos como los considerados en el grupo de control, por lo tanto, no parecería ser la crisis económica el principal motor de la caída del salario real en La Guajira y Norte de Santander a partir del segundo semestre del año 2016.

Una forma de estimar la robustez de los resultados obtenidos previamente se basa en suponer que la intervención, en este caso la apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela, se realizó en otro semestre distinto al segundo semestre del año 2016, esto es realizar experimentos falsos.

Bajo estos supuestos, si se asume que la apertura de la frontera se realizó en cualquiera de estos periodos previos, no se debería obtener ningún efecto sobre el salario real que sea estadísticamente significativo dado que, en la realidad, no hubo un incremento en la oferta laboral. En caso de obtener un efecto significativo entonces la correlación estaría dada más por la caída en la demanda agregada del país venezolano, producto de la crisis económica, que por el incremento en la oferta de trabajo. En las Tablas A3 a la A7 del Anexo se presentan los resultados para cada una de las estimaciones de Diferencias en Diferencias presentadas previamente asumiendo la fecha de intervención como si hubiera sucedido en los periodos 2016-I, 2015-II, 2015-I y 2014-II.

Los resultados de los experimentos falsos efectivamente sugieren ausencia de efecto estadísticamente significativo cuando se asume una fecha de shock migratorio distinta a la real a excepción del caso de la población en trabajos formales para los cuales los experimentos falsos no dan resultados favorables.

Los resultados entonces sugieren la efectividad del Grupo de Control seleccionado y la potencial causalidad de los efectos estimados previamente entre el incremento en la oferta laboral y la caída del salario real. Es decir, los resultados permiten inferir que la caída del salario real post-apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela realmente se originó producto de un incremento en la oferta laboral en las regiones fronterizas más que debido a la caída del PBI de Venezuela como consecuencia de la crisis económica.

Adicionalmente, una crítica válida sobre las estimaciones realizadas mediante la metodología de Diferencias en Diferencias seleccionando un grupo de control *ad-hoc*, es que los resultados que indican una caída del salario real horario post apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela pueden deberse, únicamente, al grupo de control seleccionado discrecionalmente. Si bien como medida de robustez se presentaron las estimaciones en agregado empleando el MCS

para evitar la discrecionalidad, una medida adicional de robustez de los resultados consistiría en verificar que los resultados obtenidos se mantienen aun cambiando el grupo de control que se selecciona *ad-hoc*.

Por este motivo, se realizaron las mismas estimaciones de Diferencias en Diferencias, tanto en agregado como con efectos heterogéneos, pero seleccionando dos grupos de control alternativos. El primer grupo de control alternativo se encuentra conformado por los departamentos de Boyacá y Caldas y el segundo grupo de control alternativo se encuentra compuesto por Cauca y Risaralda.

Tal y como se presentó en la Tabla 1 el flujo migratorio acumulado desde la apertura de las fronteras hasta el segundo semestre del 2017 como proporción de la Población Económicamente Activa fue inferior a 1 punto porcentual para Boyacá (0.34%), Caldas (0.21%), Cauca (0.04%) y Risaralda (0.54%), y, a su vez, de acuerdo a los datos del RAMV la proporción de venezolanos radicados en esos departamentos en proporción a la PEA es de 0.50%, 0.22%, 0.13% y 0.41%, respectivamente. Con lo cual, el flujo migratorio desde la apertura de las fronteras no tuvo que haber alterado la tendencia de los salarios reales de estos departamentos, permitiendo, de esta manera, que sean usados como grupos de control.

Por otro lado, si bien tal y como se observa en la Tabla A8 del anexo, los tests de tendencias comunes pretratamiento para varios de los subgrupos generan que se rechace la hipótesis nula de tendencias comunes, por lo menos para el agregado de la muestra, los tests permiten aceptar la hipótesis nula de tendencias comunes. De todos los tests, al menos para el 70% de ellos se acepta la hipótesis nula de tendencias comunes al 5% de significatividad estadística.

Los resultados de las estimaciones considerando a La Guajira y Norte de Santander como grupo de tratamiento y a los dos pares de departamentos alternativos seleccionados como grupos de control se presentan en el Panel A del anexo.

De acuerdo con lo que se esperaba, la significatividad estadística y los signos de las estimaciones son consistentes con las estimaciones realizadas cuando se emplearon a Antioquia, Caquetá y el Chocó como grupo de control, lo cual proporciona evidencia a favor de la hipótesis de causalidad entre un incremento de la oferta laboral y una caída de los salarios reales.

En el Panel A se observa la ausencia de un efecto estadísticamente significativo del flujo migratorio sobre los salarios reales para la población con estudios de posgrados completos y un efecto creciente del efecto con el rango etario presentado, resultados que se mantienen independientemente del grupo de control elegido. Por otro lado, se observa que el efecto estimado sobre la población de ocupados formales no es robusto para todas las especificaciones, mientras que para el caso de los informales sí es robusto, resultado razonable dado que de hecho el efecto sobre los ocupados formales no se espera que sea fuertemente significativo de acuerdo con la literatura y a lo expuesto previamente.

Un elemento crucial en los resultados obtenidos es que, si bien la significatividad estadística y el sentido de los efectos son congruentes entre las estimaciones aun cambiando el grupo de control, no sucede lo mismo con la magnitud de los efectos. Pese a que las magnitudes de los efectos estimados si se compara entre los tres grupos de control toman, en general, valores relativamente cercanos¹³, se puede observar una diferencia importante para el caso del efecto estimado para la población informal dado que el efecto oscila entre una caída del salario real del 12.5% cuando se considera como grupo de control a Antioquia, Caquetá y el Chocó, a un efecto negativo del 18.1% cuando el grupo de control se encuentra formado por Cauca y Risaralda. Esta divergencia

¹³ En promedio la diferencia de las estimaciones con los tres grupos de control para cada efecto es aproximadamente de 1.3 puntos porcentuales.

en los resultados es, sin embargo, consistente con las observaciones realizadas por Borjas (2017) sobre lo fundamental que resulta la selección de los grupos de control y por lo tanto esperable dada la discrecionalidad en la construcción de los grupos de comparación.

Por último y como evidencia adicional que proporcione robustez de los resultados obtenidos se elaboraron experimentos placebos bajo los cuales se realizaron las mismas estimaciones presentadas en la sección III y IV incluyendo los efectos heterogéneos, pero considerando a otros departamentos como Grupos de Tratamiento y a los departamentos de Antioquia, Caquetá y Chocó como grupos de control. En el Panel B se presentan dos cuadros, en cada uno de ellos se realizan estimaciones de diferencias en diferencias, pero considerando en primer lugar a Quindío como grupo de tratamiento y, posteriormente, al Valle del Cauca.

Los departamentos considerados pertenecen a las zonas del Eje Cafetero y Sur del país en las cuales, tal y como se expuso previamente, la migración de venezolanos post apertura de las fronteras no fue realmente significativa debido a, principalmente, la distancia con relación a la frontera entre Colombia y Venezuela. Al segundo semestre del año 2017 la migración en Quindío y el Valle del Cauca acumulaba en promedio un 0.45% y 0.84% de la PEA aproximadamente y, de acuerdo con los datos del RAMV los venezolanos radicados en esos departamentos, el primer semestre del 2018, representaban un 0.31% y 0.52% de la PEA del 2016, respectivamente.

De los resultados obtenidos en el Panel B para las diferentes estimaciones se puede observar que no hay efectos significativos estadísticamente que permitan evidenciar una caída del salario real de estas regiones post apertura de las fronteras entre Colombia y Venezuela¹⁴. El resultado es esperable dados los muy bajos flujos migratorios de venezolanos hacia esos departamentos luego de que se abrieron las fronteras en el segundo semestre del año 2016 y permiten verificar que la caída en el salario real se presentó únicamente en aquellas regiones en las que efectivamente hubo un incremento importante en la oferta laboral.

¹⁴ Los únicos resultados estadísticamente significativos, son para el caso del Valle del Cauca en las estimaciones para la población con educación superior posgrado y la población menor a los 25 años, sin embargo, las estimaciones son positivas con lo cual no genera problemas de robustez en los resultados presentados con anterioridad.

VI. COMENTARIOS FINALES

Una de las preguntas que más discusiones ha generado en el campo de la economía laboral se vincula con la respuesta en el corto plazo del mercado de trabajo ante un aumento significativo de la oferta de trabajadores producto de un flujo migratorio exógeno. El debate lleva más de tres décadas y los resultados obtenidos producto de diferentes metodologías y marcos conceptuales no dejan de ser ambiguos ni parecerían ir en un sentido de convergencia.

En el presente trabajo se presentaron estimaciones del potencial impacto causal sobre el salario real del flujo migratorio de venezolanos hacia Colombia producto de la reapertura de la frontera entre Colombia y Venezuela en el 2016 y, adicionalmente, de la crisis económica y social del país venezolano que lleva aproximadamente media década. Los resultados evidencian una caída significativa del salario real horario (9.5% aproximadamente) en aquellas regiones en las que el flujo migratorio fue muy importante con relación a la población económicamente activa.

Los resultados no parecerían diferir significativamente entre hombres y mujeres. Sin embargo, el efecto causal sería mucho más heterogéneo por rango etario y educación. En el caso del efecto por edad, la caída del salario real estimada resultaría ser mayor con la edad de las personas, mientras que, en términos educativos el efecto generado por la migración sobre la variable precio del mercado laboral sería mucho más fuerte en aquellos individuos de la población con menor nivel educativo, resultado que es consistente con la literatura de *downgrading* y con la distribución en términos educativos de los venezolanos que migraron a Colombia a partir del segundo semestre del 2016.

Adicionalmente, las estimaciones presentadas en este trabajo son robustas a diferentes especificaciones y análisis realizados que permiten asegurar el mecanismo causal entre el flujo migratorio como shock de oferta laboral y la caída en el salario real. A su vez, los resultados agregados no parecerían diferir significativamente independientemente de si se compara la evolución salarial de las regiones afectadas por la migración con un grupo de control seleccionado *ad-hoc* o bien, con un grupo de control construido de manera sintética a partir de una combinación lineal ponderada del resto de regiones no afectadas fuertemente por el flujo migratorio de venezolanos desde la segunda mitad el año 2016.

A la luz de los resultados presentados en este trabajo y considerando la vulnerabilidad social y económica de las regiones que se han visto más fuertemente afectadas por la caída del salario real, producto del flujo migratorio de venezolanos, es importante la implementación de políticas públicas que, de manera coordinada, mitiguen el efecto del shock de oferta laboral sobre los salarios reales.

Bajo el marco analítico canónico implementado para estimar los efectos causales del presente trabajo, la caída del salario real post shock de oferta laboral es un resultado de equilibrio parcial que presupone que el resto de las variables del mercado laboral se mantienen constantes. Dados los resultados se puede asumir entonces que tal y como Borjas (2003) lo afirma, la demanda de trabajo tiene pendiente negativa, con lo cual ante una oferta de trabajo que no es infinitamente elástica, políticas públicas que impulsen una mayor demanda de trabajo permitirían garantizar que el salario real no caiga o que caiga en menor proporción luego del incremento en la oferta de trabajo debido a la llegada de venezolanos a tierras colombianas.

Un escenario positivo para la población fronteriza del lado colombiano sería uno bajo el cual tal y como Card (1990) argumentaba de manera preliminar para Miami, las regiones de Colombia que recibieron mano de obra venezolana tuvieran las capacidades de absorción de empleo de manera tal que el salario real no caiga y se fortalezca la economía. Sin embargo, dada la mala situación económica de estas regiones y la incapacidad del mercado laboral de absorber la mano de obra,

es imperante la intervención estatal mediante un programa de generación de empleo y/o de impulso de la demanda agregada que permita amortiguar las consecuencias económicas de la migración.

De continuar la tendencia en la caída del salario real principalmente de la población en condiciones de informalidad y/o de menor nivel educativo, se esperaría que, en el mediano plazo, los efectos sobre la desigualdad sean significativos profundizando el deterioro social e incrementando la inequidad y la pobreza tanto intra-regionalmente como a nivel nacional.

Suponiendo una división de la población entre mano de obra muy calificada y poco calificada se esperaría que, de mantenerse la tendencia estimada en este trabajo, el ingreso relativo del primer grupo con relación al segundo aumente considerablemente generando una brecha social difícil de revertir. Este tipo de análisis, sin embargo, excede el alcance de este trabajo y deberá ser objetivo de futuras investigaciones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American statistical Association*, 105(490), 493-505.
- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American economic review*, 93(1), 113-132.
- Alix-Garcia, J., & Saah, D. (2009). The effect of refugee inflows on host communities: evidence from Tanzania. *The World Bank Economic Review*, 24(1), 148-170.
- Altonji, J. G., & Card, D. (1991). The effects of immigration on the labor market outcomes of less-skilled natives. In *Immigration, trade, and the labor market* (pp. 201-234). University of Chicago Press.
- Angrist, J. D., & Kugler, A. D. (2003). Protective or counter-productive? Labour market institutions and the effect of immigration on EU natives. *The Economic Journal*, 113(488).
- Borjas, G. J. (1985). Assimilation, changes in cohort quality, and the earnings of immigrants. *Journal of labor Economics*, 3(4), 463-489.
- Borjas, G. J. (2003). The labor demand curve is downward sloping: Reexamining the impact of immigration on the labor market. *The quarterly journal of economics*, 118(4), 1335-1374.
- Borjas, G. J. (2017). The wage impact of the Marielitos: A reappraisal. *ILR Review*, 70(5), 1077-1110.
- Card, D. (1990). The impact of the Mariel boatlift on the Miami labor market. *ILR Review*, 43(2), 245-257.
- Carrington, W. J., & de Lima, P. (1994). Large-scale immigration and labor markets: an analysis of the retornados and their impact on Portugal. *Johns Hopkins U.*
- Comisión Económica para América Latina, & el Caribe. (2017). Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2017. United Nations Publications.
- Dustmann, C., & Preston, I. (2012). Comment: Estimating the effect of immigration on wages. *Journal of the European Economic Association*, 10(1), 216-223.
- Dustmann, C., Frattini, T., & Preston, I. P. (2013). The effect of immigration along the distribution of wages. *Review of Economic Studies*, 80(1), 145-173.
- Dustmann, C., Schönberg, U., & Stuhler, J. (2016). The impact of immigration: Why do studies reach such different results? *Journal of Economic Perspectives*, 30(4), 31-56.
- Friedberg, R. M. (2001). The impact of mass migration on the Israeli labor market. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1373-1408.
- Gardeazabal, J. (2010). Methods for measuring aggregate costs of conflict.
- Garganta, S., & Gasparini, L. (2012). *El impacto de un programa social sobre la informalidad laboral: el caso de la AUH en Argentina* (No. 133). Documento de Trabajo.
- Hunt, J. (1992). The impact of the 1962 repatriates from Algeria on the French labor market. *ILR Review*, 45(3), 556-572.

Malaeb, B., & Wahba, J. (2018). Impact of Refugees on Immigrants' Labor Outcomes. In *Economic Research Forum Working Paper Series (Forthcoming)*. Cairo, Egypt.

Peri, G., & Yasenov, V. (2018). The labor market effects of a refugee wave: Synthetic control method meets the Mariel boatlift. *Journal of Human Resources*, 0217_8561R1.

Tumen, S. (2016). The economic impact of Syrian Refugees on host countries: Quasi-Experimental evidence from Turkey. *American Economic Review*, 106(5), 456-60.

ANEXO

Tabla A1. Tests de Tendencias Iguales Pre-Tratamiento

	Estadístico F	P-Valor
Agregado	0.293	0.883
Secundaria	0.858	0.462
Superior Universitario	0.576	0.631
Superior Posgrado	0.781	0.505
Mujeres	0.583	0.626
Hombres	1.119	0.345
Edad < 25 años	0.220	0.882
Edad Entre 25 y 48 años	1.450	0.215
Edad > 48 años	0.966	0.425
Informales	0.239	0.869
Formales	2.027	0.088

Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos de la GEIH del DANE. P Valores y Estadísticos F asociados a las estimaciones obtenidas de un modelo de variable dependiente igual al logaritmo del salario horario real, una constante, una dummy de tratamiento, dummies por periodo y la interacción entre las dummies de periodo y de tratamiento. Se consideraron únicamente los periodos pretratamiento. Se aplicó un test F en el cual bajo hipótesis nula las interacciones de las regresiones eran iguales.

Tabla A2. Características de los Departamentos del MCS

Departamentos de Tratamiento							
	Salario Horario	Empleo Sector Primario	Empleo Sector Secundario	Empleo Sector Terciario	Informalidad Laboral	Nivel de Educación	Desempleo
La Guajira	8.02	5.37%	16.44%	72.18%	73.34%	10.79	11.71%
N. de Santander	7.91	2.45%	18.90%	75.71%	75.51%	9.47	15.33%
Departamentos de Control Sintético							
	Salario Horario	Empleo Sector Primario	Empleo Sector Secundario	Empleo Sector Terciario	Informalidad Laboral	Nivel de Educación	Desempleo
Caquetá	8.01	1.76%	13.16%	75.91%	74.62%	10.07	10.95%
Cauca	8.10	2.47%	14.64%	76.85%	68.55%	10.82	12.17%
Chocó	7.96	4.60%	14.59%	73.72%	76.48%	10.54	16.15%
Magdalena	7.86	1.85%	15.59%	78.85%	70.85%	10.11	9.19%
Nariño	7.94	3.43%	15.09%	74.06%	69.03%	10.81	11.43%
Tolima	8.02	3.01%	19.00%	73.42%	65.42%	10.49	14.87%

Notas. Elaboración propia con base en datos del DANE. Los departamentos que se presentan como control resultaron de la implementación de la Metodología de Control Sintético con una ponderación no nula. Se consideraron los datos del segundo semestre del año 2015.

Tabla A3. Experimento Falso. Estimaciones Agregadas.
Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II
Tratamiento	-0.145*** (0.00660)	-0.147*** (0.0128)	-0.133*** (0.0249)	-0.145*** (0.0251)
Post	-0.0307 (0.0147)	-0.0319 (0.0216)	-0.0220 (0.0240)	-0.0291 (0.0225)
Tratamiento*Post	0.00596 (0.0113)	0.00899 (0.0213)	-0.0172 (0.0353)	0.00172 (0.0261)
Observaciones	20,956	20,956	20,956	20,956
R ²	0.331	0.331	0.331	0.331

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

Tabla A4. Experimentos Falsos. Estimaciones Por Sexo.
Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	Mujeres				Hombres			
	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II
Tratamiento	-0.193*** (0.0182)	-0.193*** (0.0178)	-0.191*** (0.0270)	-0.197*** (0.0300)	-0.119*** (0.00421)	-0.129*** (0.0138)	-0.101** (0.0281)	-0.110** (0.0342)
Post	0.00196 (0.0256)	0.00840 (0.0299)	0.0111 (0.0221)	0.00893 (0.0215)	-0.0498** (0.0131)	-0.0604* (0.0277)	-0.0409 (0.0286)	-0.0487 (0.0287)
Tratamiento*Post	0.0292 (0.0270)	0.0127 (0.0267)	0.00557 (0.0237)	0.0115 (0.0223)	-0.0105 (0.0111)	0.0176 (0.0304)	-0.0350 (0.0449)	-0.0143 (0.0372)
Observaciones	9,028	9,028	9,028	9,028	11,032	11,032	11,032	11,032
R ²	0.334	0.334	0.334	0.334	0.332	0.332	0.332	0.332

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

Tabla A5. Experimentos Falsos. Estimaciones Por Sexo.
Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	Informales				Formales			
	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II
Tratamiento	-0.0840*** (0.00493)	-0.0777** (0.0183)	-0.0775* (0.0317)	-0.0965** (0.0258)	-0.0946*** (0.00373)	-0.103*** (0.00602)	-0.0760** (0.0210)	-0.0431** (0.0102)
Post	-0.0483* (0.0194)	-0.0378 (0.0352)	-0.0391 (0.0369)	-0.0504 (0.0286)	-0.0386** (0.00876)	-0.0353*** (0.00550)	-0.0203 (0.0111)	-0.0110 (0.0159)
Tratamiento*Post	0.0135 (0.0105)	-0.00949 (0.0422)	-0.00673 (0.0525)	0.0190 (0.0303)	0.0636*** (0.0108)	0.0517** (0.0125)	-0.00727 (0.0341)	-0.0451*** (0.00966)
Observaciones	13,719	13,719	13,719	13,719	7,237	7,237	7,237	7,237
R ²	0.236	0.236	0.236	0.236	0.540	0.540	0.540	0.540

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

Tabla A6. Experimentos Falsos. Estimaciones Por Nivel Educativo.
Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	Secundaria				Superior Universitario				Posgrado			
	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II
Tratamiento	-0.140*** (0.00800)	-0.144*** (0.0157)	-0.129** (0.0325)	-0.165*** (0.0275)	-0.195*** (0.0124)	-0.196*** (0.0144)	-0.195*** (0.0256)	-0.165*** (0.0348)	-0.296*** (0.0399)	-0.298*** (0.0443)	-0.265** (0.0723)	-0.333*** (0.0630)
Post	-0.0277* (0.0130)	-0.0353 (0.0180)	-0.0258 (0.0249)	-0.0450* (0.0197)	-0.0377 (0.0394)	-0.0307 (0.0416)	-0.0265 (0.0298)	-0.0113 (0.0359)	0.0211 (0.0431)	0.0384 (0.0372)	0.0669 (0.0582)	0.0285 (0.0348)
Tratamiento*Post	-0.0205 (0.00988)	-0.000823 (0.0220)	-0.0264 (0.0446)	0.0257 (0.0273)	0.0450 (0.0258)	0.0269 (0.0327)	0.0161 (0.0290)	-0.0249 (0.0374)	0.0961 (0.0545)	0.0555 (0.0462)	-0.0102 (0.0897)	0.0763 (0.0742)
Observaciones	13,798	13,798	13,798	13,798	6,418	6,418	6,418	6,418	740	740	740	740
R ²	0.137	0.137	0.137	0.137	0.279	0.279	0.279	0.279	0.205	0.204	0.204	0.205

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

Tabla A7. Estimaciones Por Rango Etario. Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

	Edad Menor o Igual a 25 años				Entre 25 y 48 años				Mayor a 48 años			
	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II	2016-I	2015-II	2015-I	2014-II
Tratamiento	-0.225*** (0.0147)	-0.217*** (0.0244)	-0.199*** (0.0369)	-0.164** (0.0450)	-0.130*** (0.00589)	-0.137*** (0.0116)	-0.112*** (0.0194)	-0.110*** (0.0217)	-0.102*** (0.0140)	-0.0955*** (0.0157)	-0.117** (0.0379)	-0.167** (0.0414)
Post	-0.0157 (0.0458)	-0.0172 (0.0482)	-0.0106 (0.0473)	-0.00191 (0.0425)	-0.0169 (0.0130)	-0.0180 (0.0233)	0.00282 (0.0184)	0.00156 (0.0195)	-0.0706** (0.0206)	-0.0709** (0.0237)	-0.0862* (0.0355)	-0.105** (0.0337)
Tratamiento*Post	-0.0415 (0.0417)	-0.0387 (0.0407)	-0.0579 (0.0477)	-0.0845 (0.0438)	0.0299 (0.0173)	0.0329 (0.0218)	-0.0200 (0.0301)	-0.0169 (0.0246)	-0.0289 (0.0403)	-0.0285 (0.0187)	0.0155 (0.0505)	0.0726 (0.0437)
Observaciones	4,386	4,386	4,386	4,386	12,280	12,280	12,280	12,280	4,114	4,114	4,114	4,114
R ²	0.205	0.205	0.205	0.206	0.331	0.331	0.331	0.331	0.399	0.399	0.399	0.399

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía a La Guajira o a Norte de Santander y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Los controles individuales incluyen características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil. Los controles agregados y temporales se vinculan con dummies regionales, temporales y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

PANEL A
Estimaciones de Robustez
Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

Grupo Control: Boyacá y Caldas											
	Agregado	Secundaria	Superior Universitario	Superior Posgrado	Mujeres	Hombres	Edad < 25	Entre 25 y 48 años	Edad > 48	Informales	Formales
Tratamiento	-0.0152 (0.0167)	-0.0637** (0.0111)	0.0554** (0.00954)	0.0888 (0.0518)	-0.0315 (0.0205)	0.00728 (0.0191)	-0.0914*** (0.0114)	-0.00751 (0.0180)	0.0330 (0.0265)	-0.0257 (0.0258)	0.0521*** (0.00674)
Post	0.0328 (0.0152)	0.0609 (0.0326)	0.00989 (0.0340)	0.0134 (0.0529)	0.0414 (0.0239)	0.0180 (0.0363)	0.0213 (0.0218)	0.0194* (0.00776)	0.0716 (0.0406)	0.0861 (0.0387)	-0.0259** (0.00699)
Tratamiento*Post	-0.103*** (0.0173)	-0.114** (0.0271)	-0.108*** (0.0126)	-0.0514 (0.0601)	-0.0962** (0.0188)	-0.105** (0.0231)	-0.0458* (0.0159)	-0.120** (0.0318)	-0.133** (0.0406)	-0.151** (0.0354)	-0.0435*** (0.00378)
Observaciones	25,907	16,200	8,375	1,332	11,107	13,560	4,960	15,097	5,850	16,799	9,108
R2	0.357	0.133	0.256	0.231	0.358	0.363	0.200	0.363	0.401	0.246	0.572

Grupo Control: Cauca y Risaralda											
	Agregado	Secundaria	Superior Universitario	Superior Posgrado	Mujeres	Hombres	Edad < 25	Entre 25 y 48 años	Edad > 48	Informales	Formales
Tratamiento	0.0149 (0.0123)	0.0452** (0.00951)	-0.0478** (0.0109)	-0.0606 (0.0375)	-0.0293 (0.0159)	0.0634*** (0.00947)	-0.0687*** (0.0111)	0.0335** (0.0102)	0.0500 (0.0222)	0.0290 (0.0157)	0.0294** (0.00711)
Post	0.0427 (0.0260)	0.110* (0.0448)	-0.0369 (0.0256)	-0.0739 (0.0413)	0.0650* (0.0219)	0.0265 (0.0321)	0.0672 (0.0287)	0.0147 (0.0216)	0.0893 (0.0458)	0.0910 (0.0406)	-0.00890 (0.0264)
Tratamiento*Post	-0.121*** (0.0112)	-0.154*** (0.0239)	-0.0961*** (0.0122)	-0.0181 (0.0865)	-0.109*** (0.0155)	-0.132*** (0.00853)	-0.0870** (0.0202)	-0.119** (0.0263)	-0.178** (0.0401)	-0.181*** (0.0174)	-0.0335 (0.0200)
Observaciones	25,046	16,532	7,632	882	10,656	13,171	4,854	14,674	5,518	17,125	7,921
R2	0.342	0.127	0.273	0.165	0.349	0.347	0.196	0.349	0.388	0.241	0.566

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento respectivamente. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía al grupo de tratamiento (La Guajira o Norte de Santander) y 0 si pertenecía al grupo de control propuesto en cada caso. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Todas las estimaciones se controlaron por características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil, dummies temporales, dummies regionales, y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

PANEL B

Estimaciones Placebos: Experimentos Falsos.
Variable Dependiente: Logaritmo del Salario Horario Real

Quindío											
	Agregado	Secundaria	Superior Universitario	Superior Posgrado	Mujeres	Hombres	Edad < 25	Entre 25 y 48 años	Edad > 48	Informales	Formales
Tratamiento	-0.205*** (0.00961)	-0.213*** (0.00809)	-0.200*** (0.00798)	-0.244*** (0.0253)	-0.215*** (0.0135)	-0.190*** (0.00528)	-0.206*** (0.00490)	-0.197*** (0.0108)	-0.217*** (0.0123)	-0.159*** (0.00413)	-0.180*** (0.00751)
Post	0.0154 (0.0336)	0.0291 (0.0378)	0.0102 (0.0216)	-0.128 (0.0627)	0.0717 (0.0390)	-0.0162 (0.0332)	0.0341 (0.0344)	0.0286 (0.0415)	-0.0476 (0.0494)	0.0368 (0.0421)	-0.0178 (0.0213)
Tratamiento*Post	-0.00752 (0.0122)	0.0157 (0.00986)	-0.0304 (0.0134)	-0.0524 (0.0331)	-0.0432 (0.0195)	0.00886 (0.0109)	-0.0242 (0.0129)	0.00351 (0.0220)	0.0156 (0.00997)	-0.00936 (0.0125)	0.00766 (0.0186)
Observaciones	26,248	16,966	8,304	978	11,196	13,907	5,380	15,028	5,840	15,413	10,835
R2	0.333	0.132	0.267	0.204	0.328	0.346	0.203	0.338	0.388	0.228	0.528

Valle del Cauca											
	Agregado	Secundaria	Superior Universitario	Superior Posgrado	Mujeres	Hombres	Edad < 25	Entre 25 y 48 años	Edad > 48	Informales	Formales
Tratamiento	-0.0512*** (0.00691)	-0.0322** (0.00667)	-0.0739*** (0.00537)	-0.188*** (0.0155)	-0.0410** (0.0107)	-0.0551*** (0.00429)	-0.0567*** (0.00423)	-0.0563*** (0.00901)	-0.0356** (0.00979)	0.0120** (0.00303)	-0.0612*** (0.00983)
Post	0.0136 (0.0313)	0.0148 (0.0323)	0.0197 (0.0232)	-0.0593*** (0.00912)	0.0511 (0.0447)	-0.00660 (0.0336)	0.0156 (0.0161)	0.0268 (0.0420)	-0.0318 (0.0538)	0.0250 (0.0377)	-0.0158 (0.0207)
Tratamiento*Post	0.0123 (0.0116)	0.00706 (0.0101)	0.0220 (0.00963)	0.171*** (0.0118)	0.0175 (0.0188)	0.00313 (0.0106)	0.0366** (0.00640)	0.0205 (0.0209)	-0.0158 (0.00771)	-0.00461 (0.0125)	0.0387 (0.0185)
Observaciones	29,191	19,505	8,716	970	12,696	15,229	6,066	16,864	6,261	17,087	12,104
R2	0.323	0.128	0.261	0.190	0.316	0.334	0.209	0.329	0.372	0.231	0.495

Notas. Errores estándar robustos y clusterizados por departamento entre paréntesis. Las estrellas *, ** y *** denotan significatividad al 10, 5 y 1 por ciento respectivamente. Las observaciones corresponden al periodo 2014-2017 con datos de junio y diciembre de cada año. La variable Tratamiento es una dummy igual a 1 si la observación pertenecía al grupo de tratamiento falso propuesto en cada caso y 0 si pertenecía a Antioquia, Caquetá o Chocó. La variable Post es una dummy que es igual a 1 si la observación es un periodo posterior a junio del 2016 y 0 en caso contrario. Todas las estimaciones se controlaron por características vinculadas con el sexo del individuo, su nivel de educación lineal y al cuadrado, la edad lineal y al cuadrado, las horas de trabajo, si cotiza al sistema de salud y el estado civil, dummies temporales, dummies regionales, y de rama de actividad del individuo. Fuente: Elaboración propia con base en la GEIH.

**Tabla A8. Tests de Tendencias Iguales Pre-Tratamiento.
Grupos de Control Alternativos**

	Quindío		Valle del Cauca	
	Estadístico F	P-Valor	Estadístico F	P-Valor
Agregado	0.216	0.885	1.067	0.371
Secundaria	7.064	0.000	3.913	0.004
Superior Universitario	1.199	0.308	0.377	0.770
Superior Posgrado	2.530	0.056	3.083	0.027
Mujeres	0.187	0.905	1.103	0.346
Hombres	0.968	0.407	1.769	0.132
Edad < 25 años	1.136	0.333	2.096	0.099
Edad Entre 25 y 48 años	2.595	0.051	0.324	0.862
Edad > 48 años	2.968	0.031	2.234	0.082
Informales	2.755	0.041	3.151	0.024
Formales	2.206	0.085	0.764	0.549

Notas. Fuente: Elaboración propia con base en datos de la GEIH. P Valores y F Estadísticos F asociados a las estimaciones obtenidas de un modelo de variable dependiente igual al logaritmo del salario horario real, una constante, una dummy de tratamiento, dummies por periodo y la interacción entre las dummies de periodo y de tratamiento. Se consideraron únicamente los periodos pretratamiento. Se aplicó un test F en el cual bajo hipótesis nula las interacciones de las regresiones eran iguales.