

Impacto de la unificación del salario mínimo en Colombia sobre el nivel de empleo en las zonas rurales: un experimento natural

Carlos Antonio Mesa Guerra*

21 de noviembre de 2017

Resumen

Este trabajo examina el efecto de la unificación del salario mínimo en Colombia en 1984. Se aprovecha un marco de “experimento natural” para comparar los cambios en diferentes variables de empleo entre las zonas urbanas (controles) y los municipios rurales (tratados). Se hace uso de los datos de los censos, cuya información hasta el momento no había sido trabajada para evaluar los efectos de una política laboral. Los resultados, contrario a los de buena parte de la literatura en el caso de Colombia, evidencian para el componente agregado (análisis a nivel municipal) un aumento entre 1.8 y 2.1 puntos porcentuales (pps) de la tasa de ocupación de los municipios rurales, pero parecen no tener ningún efecto sobre la tasa de desempleo. Por su parte, se muestra evidencia de efectos heterogéneos por subgrupos de la población; especialmente de efectos positivos sobre la demanda de empleo femenino, joven y poco calificado.

1. Introducción

El efecto del salario mínimo sobre el empleo es una cuestión ampliamente estudiada por los trabajos de economía laboral. Uno de los principales objetivos de la política de salario mínimo ha sido el de mejorar las condiciones de los trabajadores, principalmente aumentando los ingresos de las familias más pobres que tienen algunos de sus miembros en la fuerza laboral (Neumark y Wascher, 1997), con el fin de garantizar las necesidades básicas del núcleo familiar, de acuerdo al costo de vida.

Aunque las restricciones de los datos, condicionados por eventos particulares en cada país, por lo general limitan el análisis del salario mínimo al sector formal de la economía –concentrado principalmente en los centros urbanos–, el impacto de las políticas de salario mínimo sobre el sector informal y el mercado laboral de las zonas rurales no es insignificante, ya que en estos sectores la incidencia de la pobreza es mayor que en las áreas urbanas.¹

Análisis anteriores de los efectos de la política de salario mínimo sobre la economía colombiana (Bell, 1997; Hernández y Lasso, 2003; Arango y Pachón, 2004; Núñez y Bonilla, 2007; Sánchez *et al.*, 2009) concentraron la mayor parte de sus esfuerzos en los efectos de largo plazo sobre el empleo, en los determinantes de la probabilidad de trabajar, la tasa de desempleo o la demanda de trabajo. A diferencia de lo hecho anteriormente, este trabajo es un intento por evaluar el impacto de la política de salario mínimo sobre el mercado laboral rural (tanto a nivel individual como agregado o municipal), específicamente, la política de unificación del salario mínimo en Colombia en 1984.

A comienzos de la década de los 80s, el gobierno colombiano, con el argumento de eliminar la discriminación salarial en perjuicio de los trabajadores del sector rural, unificó los salarios urbanos y rurales,

*Este documento representa el trabajo final de grado dentro del programa de Maestría en Economía de las Políticas Públicas de la Universidad del Rosario. Agradezco especialmente a Juan Fernando Vargas por su valiosa asesoría durante el desarrollo de este documento. Por los comentarios, agradezco a Stanislao Maldonado, César Mantilla, Juan Carlos Guataquí, Juan Mauricio Ramírez, y a todos los asistentes al Workshop de Microeconomía Aplicada de la Universidad del Rosario. Este trabajo contó, a su vez, con el valioso aporte de diferentes funcionarios al interior del DANE quienes apoyaron el proceso de recuperación y consolidación de las diferentes fuentes de información utilizadas en el análisis.

¹En Colombia, el porcentaje de personas en situación de pobreza monetaria para 2015 fue del 24,1 % en las cabeceras y del 40,3 % en las áreas rurales. Por su parte, al medir el porcentaje de personas en situación de pobreza multidimensional, para las cabeceras este indicador se ubicó en 14,4 %, mientras que para las zonas rurales fue 40,0 %.

así como del sector primario con el resto de sectores en aquellos centros urbanos. La equiparación del salario mínimo de los municipios rurales al salario mínimo de las principales cabeceras municipales, a partir de 1984, proporciona una valiosa oportunidad de estudiar los efectos causales de la legislación del salario mínimo desde una perspectiva empírica. El aumento en el salario mínimo rural hasta los niveles del salario mínimo urbano afecta típicamente una fracción de trabajadores en algunas regiones o sectores. Esta variación proporciona un escenario de experimento natural,² donde existe un “efecto del tratamiento” en función de ser considerado como municipio rural o estar ocupado en el sector primario.³

Utilizando estas variaciones arbitrarias en el salario mínimo legal entre trabajadores que están geográficamente cerca, pero en diferentes municipios o sectores, este trabajo utiliza una aproximación de *diferencia en diferencias* para evaluar el cambio en la política salarial colombiana. Para ese propósito se hace uso de los datos de los censos de población de 1973 y 1985.

En Colombia, la discusión de los efectos de la unificación del salario mínimo ha vuelto a tomar fuerza en los últimos años, entre quienes promueven que se regrese a un esquema diferenciado, similar a un salario mínimo regional, por cuanto no reconoce las diferencias en el valor –así como en los crecimientos– de la canasta de consumo entre las distintas regiones y las diferencias de productividad, y quienes consideran que la diferenciación generaría mayor desigualdad sin mejoras significativas en empleo. Por lo tanto, teniendo en cuenta la alta incidencia del salario mínimo en Colombia –así como el excesivo uso del mismo por fuera del mercado laboral como mecanismo de indexación (Arango *et al.*, 2008)–, una evaluación del impacto de la unificación de este instrumento de política sobre el nivel de empleo, no solo contribuye a la discusión académica, sino que tiene implicaciones de política pública, especialmente en un contexto en el que existen grandes diferencias regionales y un alto nivel de empleo poco calificado e informal. Este es el principal aporte que pretende brindar el presente estudio.

En línea con la literatura, cuanto mayor sea el nivel de compliance de la regulación laboral en las zonas rurales y cuanto mayor sea la proporción del salario mínimo frente al salario promedio (como indicador de productividad), mayor será el efecto previsto sobre el empleo. En ese sentido, de entrada no es fácil plantear una hipótesis de los resultados, ya que evidentemente el nivel de cumplimiento de la regulación laboral en el campo ha sido tradicionalmente bajo, particularmente por el alto componente de trabajadores cuenta propia en donde la incidencia de la informalidad es elevada. Sin embargo, el salario mínimo como proporción del salario promedio ha sido consistentemente alto, por lo tanto, los salarios por debajo como por encima del mínimo suelen estar altamente indexados a la variación del salario mínimo, y por ende, a los cambios de política.

Este trabajo aporta a la literatura reciente, al menos, de cuatro formas. Primero, en contraste con la mayoría de la evidencia del efecto de un aumento o cambio en la regulación del salario mínimo, que se ha concentrado en las economías desarrolladas, este trabajo presenta nueva evidencia para países en desarrollo. Al ser evidencia en contextos con altos niveles de informalidad, de bajo cumplimiento en la regulación laboral y de un alto índice de ruralidad, tiene implicaciones muy importantes sobre la distribución del ingreso y los efectos sobre la pobreza monetaria. Segundo, presenta evidencia de efectos positivos sobre la demanda de empleo, aunque muestra efectos heterogéneos sobre subgrupos de municipios y de población, especialmente efectos positivos sobre la demanda de empleo poco calificado; esta evidencia es contraria a la encontrada en trabajos anteriores en contextos similares. Tercero, combina métodos tradicionales de evaluación de impacto para analizar el mercado laboral con avances de los últimos 15 años que han venido siendo utilizados recientemente en la literatura de economía laboral, mostrando evidencia adicional que confirma la robustez de estos nuevos métodos. Por último, para el caso particular de Colombia, se dispone a incluir nueva información histórica en el análisis, con representatividad a nivel agregado.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. La sección 2 presenta de manera breve la historia de los cambios en la regulación del salario mínimo en el país. La sección 3 hace una revisión de la literatura, partiendo de la discusión teórica con el fin de comprender el trade-off sobre el mercado laboral de unificar o diferenciar el salario mínimo, especialmente en contextos con bajo cumplimiento de la regulación. La sección 4 describe los datos y cómo se construyó la información, mientras que la

²Una aproximación empírica similar se puede ver en Card (1992b).

³No existe una definición de municipio rural y urbano en los decretos emitidos. Ahora bien, de la lectura de estos documentos parecería estar asociado a la proporción de la población que reside en cabeceras o centros urbanos. Dentro de los primeros años de la diferenciación se fijó un salario para los habitantes que residían por fuera de los centros urbanos, diferenciación que iría transformándose hasta cubrir no solo una parte del municipio sino la totalidad, generando así un esquema diferenciado entre municipios y no dentro de los mismos.

sección 5 presenta la estrategia empírica y los principales resultados, así como las pruebas de robustez. Por último, la sección 6 provee las principales conclusiones.

2. Breve historia del salario mínimo en Colombia: de la diferenciación a la unificación

El salario mínimo en Colombia fue legalmente constituido mediante la Ley 6a de 1945, sin embargo, no se hizo efectivo hasta la implementación el Decreto 3871 de 1949, que dio vía libre a la entrada de este, a partir del primero de enero de 1950. Su valor fue establecido en dos pesos diarios, equivalentes hoy a algo más de siete mil pesos diarios. El salario mínimo fue definido entonces como “el que todo trabajador tiene derecho a percibir para subvenir a sus necesidades normales y a las de su familia, en el orden material, moral y cultural” (Artículo 146 del Decreto 2663 de 1950).

Ahora bien, con el Decreto 2214 de 1956 se establecieron salarios mínimos diferenciados por departamentos, de acuerdo al criterio rural-urbano. Es decir, no solo el salario mínimo variaba entre grupos de departamentos, sino que dentro de estos se diferenció entre zonas rurales y urbanas.⁴ Esto llevó posteriormente a modificaciones en la clasificación, ampliando la gama de salarios mínimos. Desde comienzos de la década del 60 existían salarios mínimos diferenciales por edad (experiencia), municipio, sector, tamaño de empresa, entre otros, pero manteniendo la lógica de salarios diferenciados entre el área urbana y el área rural, esta última asociada al sector primario. Por ejemplo, como recuentan Arango *et al.* (2007), en 1963 se establecieron salarios por departamentos y tamaños de empresas, y se reajustó el salario mínimo en el sector agrícola y de los trabajadores menores de dieciséis años. Para 1969 se fijaron salarios por sector (manufacturero, comercio, servicios, transporte, construcción, primario, etc.), teniendo en cuenta la zona del país y el tamaño de la empresa o empleador. Ahora bien, desde comienzos de los 70s la diferenciación de salarios se enmarcó exclusivamente a un criterio rural-urbano para los distintos municipios. De esta manera, con la decisión de unificar el salario rural y urbano a nivel nacional a través del Decreto 3503 de 1983, se dio término a la práctica de diferenciar el salario mínimo en el país.

La unificación del salario mínimo entró en vigor en 1984 de manera progresiva, es decir, con un aumento en enero de ese año, un segundo aumento en abril y un tercer y último aumento en julio; esta medida tuvo como fin cerrar la brecha de ingresos entre el campo y la ciudad. El Gráfico 1 muestra la evolución del salario mínimo real urbano y rural para el periodo de interés, así como la brecha relativa entre los salarios mínimos.⁵ Podemos ver un periodo de convergencia entre los salarios mínimos desde 1974 hasta la unificación en 1984. Por su parte, se puede ver en el Gráfico 2 que desde la diferenciación en 1956, la variación de los salarios tuvo un comportamiento relativamente similar, con la excepción muy marcada del año 1974, posiblemente explicado, en parte, por la crisis internacional del petróleo (1973-1974) que generó un aumento en la inflación a nivel mundial y que pudo haber propiciado dicho incremento salarial,⁶ así como por la caída persistente en los años anteriores del salario mínimo real.

3. Efectos del salario mínimo sobre el nivel de empleo: teoría y evidencia

La teoría económica reconoce, al menos, cuatro enfoques para abordar los efectos del salario mínimo sobre la asignación del factor trabajo [ver, Brown *et al.* (1982)]: i) el modelo competitivo de oferta y demanda (aproximación clásica), ii) el modelo de monopsonio (o de poder de mercado), iii) la teoría de salarios de eficiencia y iv) el modelo de búsqueda de empleo.

⁴Adicionalmente, dentro de los trabajadores del sector rural se diferenció según la altitud (m.s.n.m) a la cual se ejercía la actividad, y para los trabajadores del sector urbano según el tamaño patrimonial de la empresa o empleador.

⁵Por su parte, al mirar la relación entre los salarios promedios para los dos sectores, se evidencia una reducción en la brecha durante los 70s alcanzando niveles más altos en las zonas rurales para algunos periodos frente al promedio de los centros urbanos, pero una ampliación de la brecha nuevamente a comienzos de los 80s la cual se recupera para la segunda mitad. Esto es consistente con la dinámica de la productividad laboral, particularmente para el sector agrícola durante ese periodo (Gráfico 5).

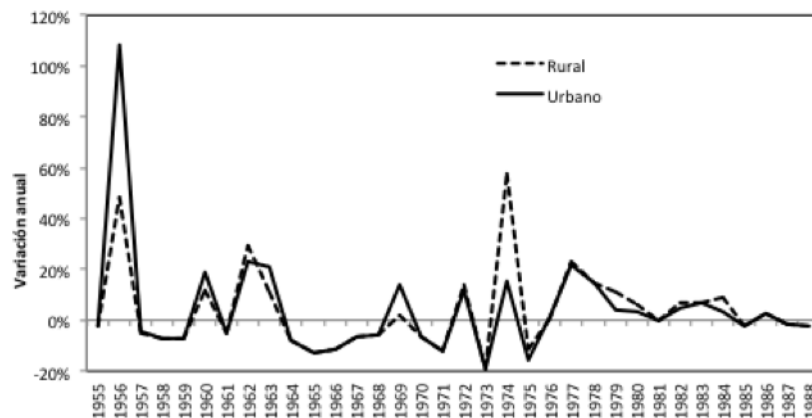
⁶Con el aumento significativo del precio del petróleo se incrementa el precio de los fertilizantes utilizados en las actividades agrícolas que en buena medida propicia un escenario de incremento (pass-through) en los precios de los alimentos.

Gráfico 1: Salario mínimo real y brecha relativa, 1954-1988



Fuente: Ministerio del Trabajo, DANE y cálculos propios.

Gráfico 2: Variación anual del salario mínimo real, 1954-1988



Nota: Los salarios se obtuvieron de los decretos emitidos en el año correspondiente. Las cifras corresponden a los promedios departamentales en cada caso y anuales cuando se aumentaron varias veces en un mismo año. Las cifras se deflactan utilizando el índice de precios al consumidor correspondiente a cada año. Fuente: Ministerio del Trabajo, DANE y cálculos propios.

Bajo el enfoque clásico, se cree ampliamente que la imposición de un mínimo o ‘piso’ salarial obligatorio reduce el nivel de empleo, especialmente de los trabajadores más jóvenes y menos calificados. En este modelo, el salario es el resultado del equilibrio de oferta y demanda de trabajo. Al introducir un salario mínimo por encima del salario resultante en el equilibrio de mercado, se crea un exceso de oferta, por lo que como resultado de la introducción de esta rigidez, se crea un desempleo involuntario.⁷ Sin embargo, algunos resultados de la literatura empírica han cuestionado la presencia del modelo competitivo (Card, 1992a; Card, 1992b; Card y Krueger, 1994). Sus resultados –utilizando métodos cuasi experimentales– muestran, por el contrario, que aumentos del salario mínimo pueden conllevar a aumentos de los salarios promedio de algunos subgrupos de la población –*e.g.*, los jóvenes–, y que no existe evidencia de que este tipo de políticas hayan reducido las tasas de empleo.

Por eso, se ha sugerido la presencia de diferentes modelos alternativos que expliquen los efectos positivos de la presencia de un salario mínimo. Entre esos, el que fue propuesto por Stigler (1946), donde los empleadores de trabajadores poco calificados o de salarios bajos tienen poder de mercado y, en la negociación salarial, actúan como un monopsonio.⁸ Otros modelos alternativos a estos enfoques tradicionales que buscan explicar la existencia de desempleo involuntario, son el de salarios de eficiencia y el modelo de búsqueda. En esta literatura, el salario mínimo se vuelve una señal para el mercado y, dependiendo de su nivel, podría introducir una mejora paretiana, similar al modelo de monopsonio ya que existen empleadores que prefieren pagar salarios por encima del salario de equilibrio de mercado o del mínimo legal tomando en cuenta el salario de reserva del trabajador (Akerlof y Yellen, 1987; Arango *et al.*, 2007).

No obstante, la gran limitación de estos enfoques es que no contemplan directamente la existencia de un sector informal.⁹ Aunque esto puede no ser problemático para países con bajo nivel de informalidad, se convierte en una restricción importante para economías en desarrollo.

En ese sentido, los modelos teóricos de desarrollo (Lewis, 1954; Harris-Todaro, 1970), han incorporado en su análisis la existencia de un mercado laboral segmentado, más cercano a la realidad que se va a mostrar en el presente documento, con el fin de comprender los fenómenos migratorios del campo a la ciudad a pesar de que en las cabeceras se concentra mayor desempleo. Es decir, un mercado de trabajo urbano y un mercado de trabajo rural, ambos con distintas funciones de producción. Una extensión de estas teorías al caso colombiano es realizada por Leibovich *et al.* (2007), en el que dentro del sector rural existe un segmento moderno, con una mayor productividad del trabajo, donde se cumple la regulación; un segmento tradicional, de baja productividad, donde el mercado laboral se ajusta vía precios y no se cumple la regulación; y un segmento que migra a las cabeceras por razones económicas. En este escenario, los trabajadores desearían trabajar en el sector moderno que representa mayores salarios, pero el acceso a éste está restringido por la demanda y los costos laborales de cumplir la regulación. De los trabajadores que no consiguen trabajo en el sector moderno, una fracción migra a las cabeceras y el resto constituye la oferta de trabajo del sector tradicional.

Teniendo en cuenta que el segmento tradicional se ajusta vía precios, el desempleo involuntario es muy bajo, contrario a lo que ocurre en el segmento moderno. Por esa razón, la incidencia del desempleo involuntario es más alta en el segmento moderno que en el segmento tradicional, lo que explicaría –al menos en parte– que el desempleo sea mayor en las cabeceras respecto de las áreas rurales.¹⁰ Una explicación de este hecho tiene que ver con la relación del salario mínimo y la distribución de los salarios promedio de los trabajos poco calificados. En la medida en que el salario mínimo esté cada vez

⁷Una extrapolación de este enfoque a una economía con dos sectores productivos como fue propuesto por Mincer (1976), permite ver de manera más clara estos efectos al contemplar un segmento de mercado informal o “no cubierto” por la regulación laboral y un segmento formal o “cubierto” por la regulación. En este modelo, los trabajadores que pierden su trabajo en el sector cubierto, como consecuencia de la introducción del salario mínimo, son absorbidos por el sector no cubierto –reduciendo el salario del segmento informal–, y eventualmente una porción de estos posteriormente sale del mercado laboral.

⁸En este modelo, la imposición de un salario mínimo puede conducir a un aumento de los salarios, así como a un aumento del empleo. Con un salario mínimo por encima del salario del monopsonista el empresario no tiene ningún incentivo a contratar trabajadores por debajo del nuevo equilibrio, porque para los niveles de contratación inicial, la productividad marginal es mayor que el salario que tiene que pagar, que es el salario mínimo. Es decir, aumentaría sus beneficios si aumenta su contratación hasta el punto donde el ingreso marginal sea igual al salario mínimo y, por tanto, nunca contratará por debajo del nivel del nuevo equilibrio: bajo la introducción del salario mínimo.

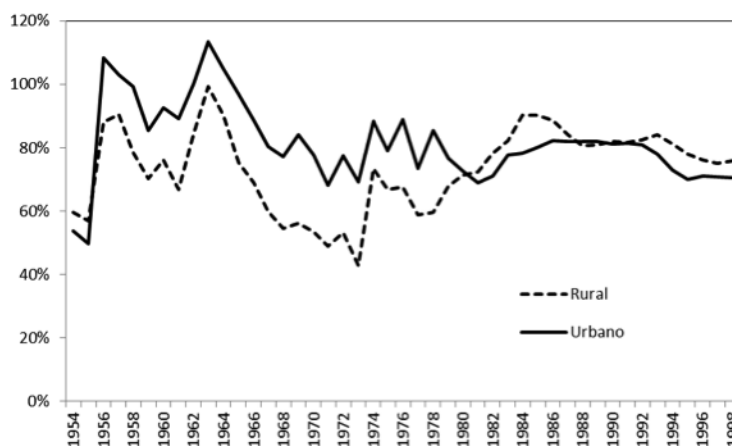
⁹Variaciones del modelo tradicional de búsqueda, han tratado de incorporar este tipo de restricciones en el análisis. Ver, Arango *et al.* (2007) apoyados en Van den Berg y Ridder (1998).

¹⁰El desempleo involuntario ocurre cuando una persona está dispuesta a trabajar con el salario vigente pero no encuentra empleo. Por su parte, cuando existe desempleo voluntario, los trabajadores eligen no trabajar porque su salario de reserva es más alto que el salario prevaleciente, en este caso con la restricción del salario mínimo.

más a la derecha en la distribución de salarios (es decir, el salario mínimo como proporción del salario promedio es mayor), los efectos sobre los niveles de empleo son más importantes.¹¹

El Gráfico 3 muestra esta relación para Colombia durante el periodo de estudio. Cerca de la reforma, el salario mínimo representaba tanto en las zonas urbanas como rurales entre el 70-90 % del promedio de los salarios de la economía.¹² Pese a que la distribución de ingresos en Colombia se ha concentrado a la izquierda del salario mínimo, indicando altos niveles de incumplimiento entre ciertos grupos, los bajos salarios promedio también podrían ser generados por una alta mano de obra ocasional, flotante o de tiempo parcial. A pesar de esto, la indexación de los salarios al salario mínimo, aun estando por debajo, es muy alta en el caso colombiano como lo muestran los diferentes estudios. Esto es consistente con lo encontrado por la literatura internacional (Card y Krueger, 1995), donde se encuentra evidencia de un efecto ripple, es decir, cuando aumenta el salario mínimo no solo salarios de los trabajadores atados al mínimo aumentan, sino que en ocasiones esto también se traduce en un aumento del salario para los empleados con salarios altos, buscando mantener los diferenciales de salarios. Además de estos casos, los aumentos salariales pueden extenderse igualmente a otros trabajadores con salarios por debajo del mínimo que técnicamente no están cubiertos por la ley.

Gráfico 3: Salario mínimo como proporción del salario promedio por áreas



Fuente: Jaramillo *et al.* (2000), Ministerio del Trabajo, DANE y cálculos propios.

3.1. Diferenciar o unificar los salarios mínimos: trade-off sobre el mercado laboral

¿Existe evidencia de una relación óptima de salarios mínimos diferenciados entre segmentos? No. Cualquier posible combinación de recursos implica un trade-off entre el costo de vida o consideraciones sociales y aquellas consideraciones económicas de productividad, competitividad y creación de empleo. En ese sentido, la efectividad de la política de salarios mínimos de un país depende de su capacidad para redistribuir las ganancias a los trabajadores con salarios bajos minimizando la pérdida de empleo o fomentando la generación del mismo (Rutkowski, 2003; Ham, 2017). De esa forma, bajo el enfoque clásico, cuando la relación entre el salario mínimo y el ingreso mediano es baja, la política de salario

¹¹Ahora bien, aunque esta medición es tradicionalmente utilizada particularmente por facilidad de los datos, puede no ser la forma más adecuada para entender la relación del salario mínimo frente a la distribución de salarios de la economía (Rutkowski, 2003). Fundamentalmente porque el salario promedio está altamente influenciado por las variaciones en las colas de la distribución de salarios, lo que podría no ser un buen referente de las condiciones del mercado laboral para trabajadores con bajo nivel de productividad. En ese sentido, el salario mediano (aquel tal que la mitad de los trabajadores ganan por debajo de ese nivel y la otra mitad por encima) puede ser un mejor indicador de la población afectada por el salario mínimo. Estimaciones para finales de los 90s (Maloney y Núñez, 2002) muestran que en Colombia el salario mínimo como proporción del salario mediano es superior a la relación frente al salario promedio, lo que sostiene que el salario mínimo tiene una alta incidencia sobre el mercado laboral colombiano.

¹²Es importante aclarar que estos cálculos pueden presentar varios problemas de medición. Particularmente en el entendido de que en el sector rural una parte de la población ocupada no recibe remuneración y en el sector urbano una buena parte son no asalariados. Aunque estos cálculos no se toman como hechos estilizados, sirven para mirar la prevalencia del salario mínimo.

mínimo no aumenta el salario de muchos trabajadores lo que tiende a tener bajo impacto sobre la demanda de trabajo. Por el contrario, una proporción alta indica una política altamente intervencionista donde movimientos del salario mínimo comprime fuertemente las diferencias de salarios de casi la mitad de la fuerza de trabajo, pero puede reducir significativamente la demanda de mano de obra.

El salario mínimo diferenciado (por región, sector u ocupación) puede desempeñar un papel importante en el establecimiento de estándares a nivel nacional (Dube, 2014), evitando trade-offs generados por la imposición de un salario único. Por ejemplo, las regiones tienen diferentes capacidades para absorber un determinado salario mínimo dependiendo del nivel de actividad económica, por lo que un salario mínimo unificado tendría que equilibrar las necesidades regionales. Al permitir una cierta variación entre regiones, se puede elevar el salario mínimo en una región sin poner en riesgo la generación de empleo en otras.

Ahora bien, según el modelo de Harris-Todaro (1970), la migración de las zonas rurales a las zonas urbanas aumentará siempre y cuando el producto marginal del trabajo en el segmento urbano sea mayor al producto marginal de las áreas rurales. De acuerdo a este modelo, la migración rural-urbana puede ser económicamente racional si el ingreso urbano esperado en el margen (que reconoce la existencia de un salario mínimo fijado políticamente) excede los ingresos rurales esperados, por lo que la igualdad de salarios esperados en las zonas urbanas y rurales reduce el incentivo para que los trabajadores rurales migren a las regiones urbanas (Allegretto *et al.*, 2013); lo que reduce la presión sobre el mercado de trabajo de las ciudades en un contexto de alto desempleo urbano, pero aumentando la presión sobre las zonas rurales.

Un resultado indeseado que podría derivarse de este modelo es que en presencia de un ingreso esperado diferenciado se incentiva la migración de trabajadores calificados de áreas de bajo desarrollo a áreas con alta productividad (altos salarios). Esto puede generar una reducción de la productividad de las áreas menos desarrolladas y, por ende, una reducción en los salarios y un aumento de las brechas.

Evidentemente, el resultado depende en gran medida del esquema de diferenciación adoptado en cada caso. Un ajuste diferenciado del salario mínimo (*e.g.*, por edad o tipo de ocupación) puede incentivar a las empresas a invertir en la contratación y capacitación de trabajadores jóvenes, a la vez que les permite compartir el costo relacionado con la contratación de esta población, caracterizada por una baja productividad inicial. Trabajos en esa línea como el de Larraín y Poblete (2007), muestran que una diferenciación por edades puede aumentar el empleo del sector cubierto para los trabajadores jóvenes y mejorar la distribución del ingreso en ese segmento de la población. No obstante, puede obligar a los trabajadores menos calificados a permanecer más tiempo en el sector asalariado no cubierto, lo que tiene un efecto negativo de naturaleza intertemporal.

El impacto del salario mínimo es más fuerte, entonces, cuanto más concentrados estén los salarios en el extremo inferior de la distribución. En otras palabras, como se comentó anteriormente, cuanto mayor sea la fracción de trabajadores cerca del salario mínimo, más fuerte será el efecto de la política sobre el empleo. Sin embargo, no podemos desconocer la incidencia que tienen otros factores en la determinación del impacto del salario mínimo como son el cumplimiento de la regulación laboral y el tamaño del sector informal.

3.2. Aplicación y cumplimiento de la regulación laboral y efectos sobre el empleo

Uno de los supuestos que respaldan los resultados del modelo clásico de oferta y demanda de trabajo, es que el salario mínimo se encuentra plenamente aplicado, en otras palabras, que la totalidad de la población ocupada son asalariados y ganan al menos el salario mínimo. Sin embargo, en muchos mercados de trabajo, principalmente de las economías en desarrollo, una proporción significativa de la población es no asalariada y, dentro de los asalariados, una parte percibe una remuneración inferior al salario mínimo legal. En ese sentido, comprender el efecto de la política sobre los trabajadores ubicados por debajo de los mínimos estipulados legalmente en la distribución de salarios, dado que el cumplimiento de la legislación ha sido tradicionalmente bajo (Ronconi, 2012), es de suma importancia.

Una extrapolación de la teoría básica para intentar incorporar estos factores permite plantear al menos dos escenarios del funcionamiento del cumplimiento parcial de la regulación laboral ante un aumento del salario mínimo (Bhorat *et al.*, 2015). En un primer escenario, la empresa podría aumentar el salario que paga a sus trabajadores hasta un nivel por debajo del precio legal. En un segundo escenario, podría pagar a algunos de sus trabajadores el salario mínimo, y otros un salario

por debajo del salario mínimo. La elección entre estas estrategias dependerá de la probabilidad de ser capturado y de la sanción (Ashenfelter y Smith, 1979). Por su parte, la probabilidad de ser capturado responde a la capacidad institucional del gobierno.

Reconocer cómo los efectos de los cambios en el salario mínimo bajo partial-compliance pueden incidir en las estimaciones de los impactos y tratar de corregir el problema, puede cambiar significativamente las conclusiones. Especialmente, porque como se comentó anteriormente, el nivel de incumplimiento de la regulación del salario mínimo para Colombia ha sido históricamente alta.

3.3. Qué ha encontrado la literatura en escenarios de salarios diferenciados?

Como se mencionó anteriormente, uno de los trabajos más relevantes en la literatura de salarios mínimos ha sido el de Card y Krueger (1994), principalmente por cuestionar empíricamente la validez del modelo competitivo para ciertos mercados de trabajo en Estados Unidos. Algunos más recientes como el de Allegretto *et al.* (2013), muestran que, en aquellos estados con salario mínimo alto, los mercados laborales locales con mayor incidencia histórica de ocupaciones intensivas en tareas rutinarias (empleo poco calificado) pueden evidenciar una mayor participación de adultos en ocupaciones históricamente de trabajo adolescente, reduciendo el nivel de ocupación de este último grupo.

A pesar de la importancia de los salarios mínimos en muchos países de ingreso bajo y medio, la literatura empírica de inferencia causal no ha sido tan preponderante en países en desarrollo. No obstante, análisis de contextos internacionales como el de Alatas y Cameros (2008) para Indonesia, sugieren que –para el periodo analizado– no hubo un impacto negativo en el empleo ante variaciones positivas del salario mínimo para los trabajadores de los grandes establecimientos (con alguna evidencia de que se pudo incrementar), pero sí sobre los trabajadores de los establecimientos más pequeños.¹³ Los trabajos empíricos para Colombia de Bell (1997) y Hernández y Lasso (2003), quizás más cercanos con el periodo de análisis que se pretende estudiar en este documento, se han basado fundamentalmente en la extrapolación del modelo competitivo al evaluar el comportamiento del mercado laboral a partir de un segmento “cubierto” por la regulación laboral y un segmento “no cubierto”.

En el primer caso, el autor analiza los efectos de los aumentos y convergencia de los salarios mínimos en Colombia entre 1977 y 1987 sobre el empleo a nivel de las industrias, haciendo énfasis en las industrias de trabajo poco calificado. En una primera aproximación de serie de tiempo encuentra que un incremento en el valor relativo del salario mínimo tiene un efecto negativo sobre el empleo industrial. Sin embargo, el efecto de la variación de la incidencia del salario mínimo (salario mínimo/salario promedio) sobre el empleo está capturando la variación de los salarios entre las firmas (margen extensivo) y no la variación en el salario mínimo (margen intensivo), por lo que el autor construye un sistema de ecuaciones de demanda de trabajo para trabajadores calificados y no calificados, y utilizando un panel encuentra un efecto aún más negativo de la variación del salario mínimo sobre el empleo.

En el segundo caso, los autores construyen una función de demanda de trabajo para el periodo 1984-2000, con el fin de incorporar el efecto sustitución y el efecto ingreso inducido por el incremento del salario mínimo.¹⁴ Utilizando la información trimestral de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH), encuentran que el efecto neto sobre el empleo es positivo cuando se considera en conjunto el efecto sustitución y el efecto ingreso, tanto para la población cubierta como la no cubierta por el mínimo.

No obstante, estos trabajos, similar a como se ha abordado en buena parte de la literatura empírica internacional, contienen un alto sesgo urbano que no permite capturar y entender mejor el comportamiento de los individuos que habitan en las áreas rurales o trabajan en el sector primario, frente a la intervención del gobierno en el mercado de trabajo. Específicamente la migración entre sectores, la integración de los mercados laborales rural-urbano y los efectos en contextos de bajo cumplimiento de

¹³De acuerdo a los autores, esto puede deberse a que el empleo se reduce en establecimientos para los cuales los trabajadores con salario mínimo explican una parte más alta de costes, como lo predice la teoría neoclásica. Es decir, se pudo generar un traslado de empleo de los pequeños establecimientos de bajos salarios a los establecimientos más grandes de salarios más altos.

¹⁴El efecto de sustitución se asocia con el reemplazo de un recurso que llega a ser relativamente más costoso (trabajo) con otro recurso (capital). El efecto de escala (o efecto ingreso) asociado con un aumento del salario mínimo puede ser visto como un encarecimiento del costo de producción para las empresas que lleva a un aumento en el precio de equilibrio del bien comercializado por la firma, lo que lleva a una reducción en la cantidad producida y, a su vez, lleva a una reducción en el uso de todos los factores que se utilizan para producir el bien. En este escenario tanto el efecto sustitución como el efecto escala, da como resultado una reducción en la cantidad demandada de trabajo cuando el salario se eleva. Sin embargo, los autores muestran que para ese período, el efecto escala es positivo para los trabajadores jóvenes como para los adultos, y que resulta en un efecto neto positivo sobre la demanda de mano de obra. Los efectos de escala, sin embargo, pueden ser impulsados por el ciclo económico y no tanto por el precio de los factores.

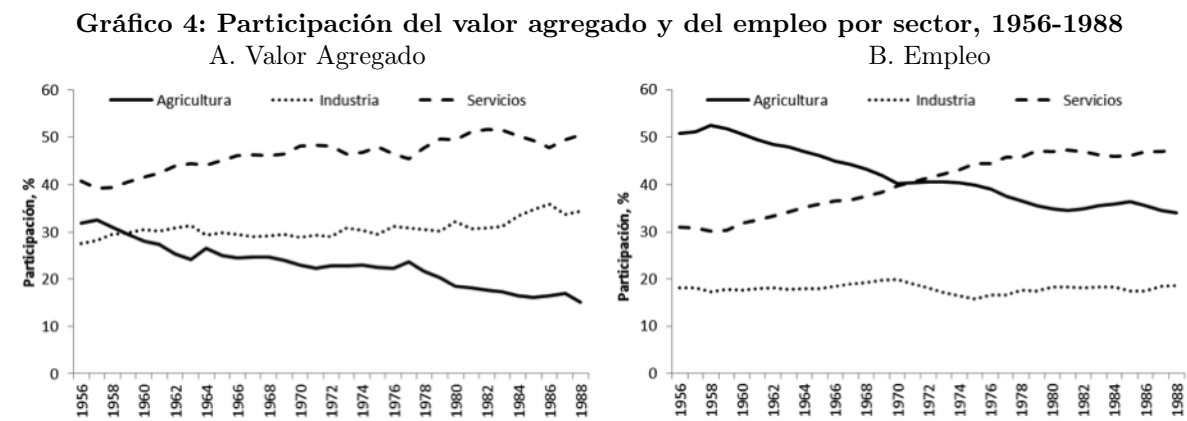
la regulación. Entender estas dinámicas es especialmente relevante (tanto social como laboralmente) en el contexto nacional, por lo que este trabajo es un esfuerzo por abordar este tipo de análisis.

3.4. El papel del proceso de transformación estructural en las dinámicas de empleo

Como parte del proceso de desarrollo de las economías, los países experimentan un proceso de transformación estructural en el que el factor trabajo se recompone entre el sector agrícola, industrial y de servicios (Bayerlee *et al.*, 2009; Duarte y Restuccia, 2010; Timmer *et al.*, 2015). Este proceso está caracterizado por la reducción de la participación del trabajo agrícola en el total nacional, un crecimiento sostenido del empleo en el sector de servicios, y una relativa estabilidad en el caso del sector industrial. Este último, por lo general, tiende a presentar incrementos en la etapa temprana del proceso de transformación estructural y una reducción en la parte final (Duarte y Restuccia, 2010). De la mano de la reducción del empleo en el sector primario, la participación del producto agrícola (y en menor medida el producto industrial) presenta una tendencia decreciente.

Por su parte, en la etapa de aceleración del proceso de transformación estructural el ingreso agrícola se reduce en términos relativos con respecto al resto de sectores, recuperándose posteriormente (Bayerlee *et al.*, 2009). Por lo tanto, las variaciones en el empleo agrícola dependen no solo del crecimiento de la población sino del crecimiento en el empleo no agrícola. En ese sentido, con movilidad intersectorial, los trabajadores del sector agrícola se moverían hacia el sector no agrícola (concentrado principalmente en las áreas urbanas) si este ofrece mayor ingreso. Esto genera que la agricultura se constituya en muchos casos como un empleador residual. No obstante, los efectos sobre la productividad dependerán, parcialmente, de la calidad de la oferta de mano de obra resultante en cada sector.

En Colombia, la participación de la agricultura en el PIB se redujo de 32 % en 1956 a 15 % en 1988 (Gráfico 4). Entre 1973 y 1985 esta pasó de cerca de 23 % a 16 %. De manera similar, la participación del empleo agrícola se redujo de 51 % a 34 % para el periodo 1956-1988 y de cerca de 42 % a 36 % entre 1973 y 1985.



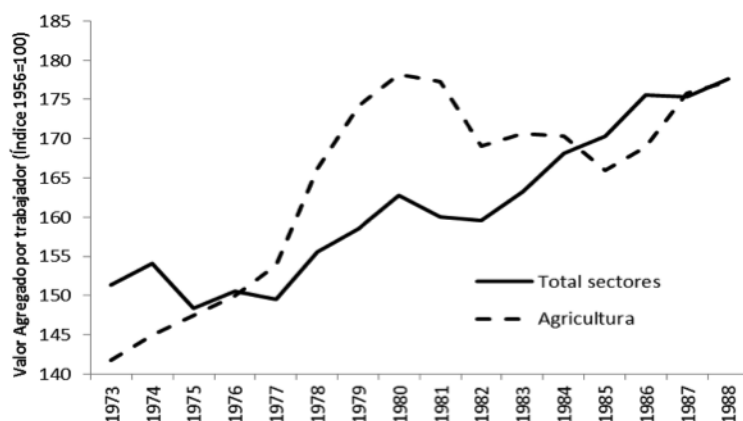
Fuente: Timmer *et al.* (2015). Groningen Growth and Development Centre. Cálculos propios.

En términos del valor agregado por trabajador, la productividad laboral para el total de la economía evidenció un crecimiento sostenido entre 1977 y 1980, con una reducción en los primeros años de los 80s, pero una tendencia positiva para el periodo posterior (Gráfico 5). Por su parte, la productividad laboral para el sector agrícola tuvo crecimientos superiores al total nacional para el primer periodo, pero una reducción para el periodo 1980-1985, recuperándose posteriormente.

4. Datos

En este estudio se utiliza información con representatividad nacional, que tiene en cuenta las diferencias geográficas de acuerdo a la regulación del salario mínimo. Los datos provienen del Departamento Administrativo Nacional de Estadística-DANE. En particular, se construyó un panel sobre las condiciones del mercado de trabajo a nivel municipal para dos años tomando en cuenta los periodos de

Gráfico 5: Productividad laboral, 1973-1988



Fuente: Timmer *et al.* (2015). Groningen Growth and Development Centre. Cálculos propios.

modificación de la normatividad del salario mínimo y la imposibilidad de recuperar buena parte de los datos históricos. Los datos con representatividad municipal se tomaron de los censos de población de 1973 y 1985, donde para el módulo referente a la información laboral en el 73 se preguntó para toda la población, pero para el 85 se utilizó un formulario ampliado seleccionado, es decir, investigación por muestra con cobertura nacional y utilizando factores de expansión por municipio. Estos datos contienen información sobre diferentes características del empleo así como características generales de la población. A diferencia de los datos vía encuestas de hogares, estos datos no tienen información de salarios, lo que restringe en una primera etapa el análisis para grupos ‘cubiertos’ o no por la regulación.

La diferencia entre utilizar datos censales y encuestas de hogares no solo corresponde a los periodos analizados y a las restricciones de acceso y calidad de la información, sino a discusiones de validez externa de acuerdo a la representatividad de los datos. En ese sentido, a la hora de realizar la evaluación de la política con los datos existentes se genera un costo de oportunidad. Los censos suelen tener menos desarrollo del módulo laboral dado que estos nos están contruidos con fines laborales, es decir, su información no permite identificar ciertos factores clave como el salario, las horas trabajadas, la informalidad, etc., mientras que las encuestas tienen problemas de cobertura y/o representatividad a nivel municipal, más aquellas de tiempo atrás. Sin embargo, por las restricciones de información, en una primera esta, que corresponde a este documento, se analiza la información a nivel agregado haciendo uso de los censos de población.

Por su parte, se incluyen dentro de las estimaciones unas variables de control. Entre ellas se encuentra el área sembrada en café a nivel municipal proviene de los Censos Cafeteros de la época que realizó la Federación Nacional de Cafeteros.¹⁵ A su vez, se incluye una variable de actividad económica (PIB per cápita) que se construyó siguiendo la metodología expuesta por Sánchez y Núñez (2000).¹⁶ Adicionalmente se utilizan variables socio-demográficas provenientes de los datos, que permiten modelar las características propias de diferentes subgrupos de población.

La Tabla 1 presenta las diferencias de medias de algunas variables en el caso del panel de población para 1973. Los municipios que recibieron el cambio en la política, *i.e.*, que aumentaron el salario mínimo al nivel de las zonas urbanas, son significativamente diferentes en sus características observables de aquellos que no. Estas diferencias no son, de entrada, una amenaza para la identificación. En principio, la especificación utilizada en este trabajo tiene en cuenta cualquier diferencia en el nivel observado de las variables entre las unidades tratadas y de control, así como cualquier tendencia temporal que

¹⁵Identificar los municipios cafeteros es importante, ya que no solamente este sector fue uno de los grandes aportantes al crecimiento y al mejoramiento del nivel de vida de las respectivas regiones, sino que ha sido tradicionalmente una fuente importante de empleo, especialmente en periodos de boom de precios o de alta producción. Controlar por booms de precios en el sector agrícola es fundamental ya que un incremento fuerte de los precios reduce la movilidad laboral a las cabeceras municipales. Incluso puede generar migración de las cabeceras a las zonas rurales de mano de obra poco calificada (integración de mercados laborales).

¹⁶Con base en los ingresos tributarios de los municipios (predial, industria y comercio, entre otros menores) en cada uno de los años, se calculó el ingreso per cápita y la participación de cada municipio frente a los ingresos tributarios totales del respectivo departamento, y posteriormente se multiplicó la correspondiente participación por el PIB del departamento.

muestre la variable de resultado si es similar entre ambos grupos.

Por su parte, en la Tabla 2 se describe el comportamiento que presentaron entre 1973 y 1985 los principales indicadores tanto para los municipios tratados, como aquellos controles. En primer lugar, la población total de los municipios tratados (rurales) aumentó en promedio 14.3 % mientras que la de los municipios controles (urbanos) aumentó 45.3 %. Esto parecería estar acorde, en parte, con la dinámica de migración derivadas del proceso de cambio estructural de la economía, así como con los modelos de desarrollo rural. Al mirar los diez municipios con mayores crecimientos poblacionales, así como con mayor reducción, se evidencia una mayor presencia de municipios tratados.

Lo anterior recobra sentido cuando se mira de igual forma la evolución de la población en edad de trabajar así como el número de ocupados. Para los municipios rurales estos indicadores aumentaron en promedio 26.3 % y 54.9 %, respectivamente, entre 1973 y 1985. En el caso de los controles, los aumentos fueron de 54.8 % y 81.1 %, respectivamente. Aunque los aumentos son mayores en los municipios urbanos en ambos casos, la relación entre ambos es mayor en para los tratados, evidenciando un crecimiento del número de ocupados del doble al crecimiento evidenciado en la población en edad de trabajar. Por último, el número de desocupados se redujo considerablemente en ambos grupos. De acuerdo a esto se evidencia una mayor absorción de mano de obra en los municipios rurales, quizá derivado de una menor presión por el proceso de cambio estructural. Aunque estas estadísticas dan algunos indicios para pensar en la existencia de un mercado laboral segmentado, es necesario evaluar el efecto de la política comparando los grupos.

5. Impacto de la unificación del salario mínimo: Aproximación Empírica y Resultados

Utilizando una aproximación de diferencia-en-diferencias se estima el efecto diferencial sobre el nivel de empleo experimentado en los municipios que fueron objeto de la equiparación del salario mínimo, en relación con los municipios que no experimentaron dicha variación. De esta forma, se explota la variación dada por el hecho de que el aumento del salario mínimo se dio en unos municipios pero no en otros, y que esta equiparación se dio durante un periodo de seis meses. Es decir, se estima el efecto en el empleo (y otros indicadores) de la reforma, explotando el hecho de que el ajuste salarial fue una función del salario mínimo preexistente del municipio específico. Esta aproximación tiene en cuenta cualquier diferencia previa al tratamiento en los niveles de empleo en los municipios tratados y no tratados.

5.1. Estimación a nivel municipal: datos panel

Este trabajo se centra en los efectos sobre el empleo para la estimación agregada, en lugar de los resultados sobre el desempleo, porque como fue señalado por Mincer (1976), los efectos del salario mínimo en la tasa de desempleo son ambiguos.¹⁷ En ese sentido, se hace especial énfasis en la tasa de ocupación (TO), además, porque con la información de los datos, al menos en los censos, no es posible construir una medida de trabajador equivalente a tiempo completo. Por otro lado, calcular solo el cambio en ocupados no tiene en cuenta el efecto demográfico, por lo que es más claro ver la evolución de la demanda de empleo a través de la razón empleo-población en edad de trabajar. En ese sentido, este trabajo estima el siguiente modelo:

$$y_{mt} = \alpha_m + \gamma_t + \delta(SM_m x Periodo_t) + \mathbb{Z}_{mt} + \varepsilon_{mt} \quad (1)$$

donde y_{mt} corresponde a la tasa de ocupación en el municipio m en el momento t .¹⁸ SM_m es una dummy para los municipios tratados (rurales), es decir, es un indicador de los municipios afectados

¹⁷La distinción entre los efectos del salario mínimo sobre el empleo y el desempleo se debe a uno o ambos de los siguientes casos como lo señaló Mincer: (i) cuando sólo una parte de la economía está "cubierta" por la legislación del salario mínimo (cumple la regulación laboral) y (ii) cuando la oferta de mano de obra para el mercado no es perfectamente inelástica. Evidentemente, cuando toda la economía está "cubierta" y la fuerza de trabajo es fija, no hay distinción entre los cambios en el empleo y los cambios en el desempleo. En caso contrario, como el que se expone en este trabajo, las condiciones que crean esa distinción son importantes y deben ser tratadas de manera separada.

¹⁸La tasa de ocupación se construye como la relación entre el número de ocupados (declaran que tienen trabajo en la semana de referencias) y la población en edad de trabajar. Por su parte, la tasa de desempleo es la relación entre el número de desocupados y la población económicamente activa. Esta última corresponde a la suma entre quienes declaran estar ocupados y quienes estaban buscando trabajo en la semana de referencia.

por el aumento del salario mínimo. $Periodo_t$ es una dummy de tiempo que captura el período después del aumento del salario y, por lo tanto, es igual a 1 para 1985 y 0 para 1973. El coeficiente de interés, δ , captura el cambio diferencial en el empleo después de que se equiparó el salario mínimo en los municipios tratados con respecto a aquellos donde no hubo modificación. Se agregan efectos fijos de municipio y de año (respectivamente α_m y γ_t) para controlar cualquier heterogeneidad específica al municipio que no cambie en el tiempo pero que pueda estar correlacionada con los cambios en el nivel de empleo y por choques agregados que puedan afectar a todos los municipios en un momento específico del tiempo. Además, $\mathbb{Z}_{mt}$ es un vector de controles observables que varía en el tiempo y que no debería verse afectado por el tratamiento.¹⁹ Por último, ε corresponde al término de error.

Sin embargo, dado que en la regresión (1) algunos de los controles pueden ser endógenos al tratamiento, por ejemplo, si el salario tiene efectos sobre el empleo, este a su vez debería estar afectando el PIB municipal porque el producto es una función del empleo y el capital. De acuerdo a eso, se estima una segunda regresión controlando por tendencias diferenciales parametrizadas por los controles, es decir, interactuando los controles de actividad económica en 1973 (pre tratamiento) con una dummy para 1985.

$$y_{mt} = \alpha_m + \gamma_t + \delta(SM_m x Periodo_t) + \mathbb{Z}_{mt} + (PIB_{t-1} x 1985) + (Café_{t-1} x 1985) + \varepsilon_{mt} \quad (2)$$

Al igual que en una evaluación no experimental convencional, el supuesto principal detrás es que en ausencia del cambio en la política salarial, el empleo hubiera seguido una tendencia similar en los municipios urbanos y rurales. Es decir, el comportamiento de los municipios con salario mínimo urbano es un buen contrafactual para el resto de municipio. Como se comentará más adelante, por limitación de los datos, al no tener más periodos pre tratamiento, no se puede corroborar el supuesto de tendencias paralelas, sin embargo, se hará uso de herramientas econométricas adicionales para corroborar los resultados de las estimaciones.

De acuerdo con la Tabla 4, la tasa de ocupación aumentó en los municipios rurales (tratados) relativa a aquellos considerados urbanos (no tratados) entre 1.8 y 2.1 puntos porcentuales (pps) al estimar la regresión (1). Estos resultados son similares al controlar por tendencias diferenciales, con efectos entre 2 pps y 2.5 pps. Esto es equivalente a un aumento cercano al 5 % relativo al promedio de la tasa de ocupación de los controles antes del tratamiento. Lo anterior parece ser el resultado de una mayor contribución en la variación del número de ocupados respecto de la población en edad de trabajar. Por su parte, parece que no hubo un efecto significativo y sistemático sobre la tasa de desempleo (Tabla 5), a pesar de que los coeficientes tienen signo positivo. Tan solo en uno de los casos se evidencia un leve efecto significativo al 10 %. Lo anterior es consistente con lo encontrado por la literatura y, por ese motivo, se suele analizar solo los efectos de la relación ocupados-población.

No obstante, el aumento en el indicador aproximado de demanda de trabajo es contraria a la idea de que un aumento en el costo de la mano de obra genera una menor demanda por esta, y en consecuencia se ve afectada la generación de empleo, como lo predice el modelo clásico. Ahora bien, aunque parece contradecir el enfoque clásico, estos resultados darían para pensar que la estructura del empleo en Colombia ha estado asociada más a modelos con presencia de poder de mercado por parte del empleador, aún más, entendiendo que el cumplimiento de la regulación laboral en el país ha sido bajo y depende de la relación contractual de los agentes. Así mismo, estos resultados están en línea con la ‘nueva economía’ del salario mínimo como lo expusieron Card y Krueger (1995).

A pesar de lo anterior, uno de los problemas de la estimación a partir de los censos de población es que la información cuenta con 12 años de diferencia. Dado que en principio el argumento se basa en que en lo que nos concierne, que es el salario mínimo, si hubo cambios en ese periodo, no hubo cambios significativos que hayan afectado la brecha relativa. Como se evidenció anteriormente en el Gráfico 1, durante ese periodo de tiempo se evidencia un proceso de convergencia de los salarios mínimos hasta la decisión que dio fin a la diferenciación. Tomando eso en cuenta, las estimaciones pueden estar capturando, en parte, el efecto del largo proceso de convergencia entre los salarios. Adicionalmente, durante este periodo se pudieron materializar otros fenómenos que hayan incidido sobre la participación o demanda laboral, afectando diferencialmente los municipios rurales. Dentro

¹⁹Este incluye el PIB per cápita corrigiendo por inflación para tener en cuenta el desempeño económico del municipio, así como características socio-demográficas (estructura poblacional, sexo, educación, alfabetismo). Inicialmente se consideró importante introducir la distancia a la capital del respectivo departamento, ya que según Shultz (1964), la productividad agrícola se concibe como una función de la distancia entre las zonas de producción agrícola y las áreas urbanas e industriales. Sin embargo, la introducción del efecto fijo municipal elimina este efecto.

de estos, se hace pertinente mencionar la dinámica del empleo derivada del proceso de transformación estructural que experimentó la economía durante esos años, generando una recomposición del mercado laboral. En ese sentido, aunque estos fenómenos no afectan únicamente a los municipios tratados, una mayor proporción de población habitando en el área rural antes del tratamiento en esos municipios pudiera ser reasignada a los otros sectores, migrando –en parte– a las cabeceras.

Al no poder chequear tendencias paralelas, en primer lugar, uno debería asegurar que los municipios de control sean lo más parecido a los municipios tratados, específicamente en sus covariables. Para eso se realiza en una primera instancia un Kernel Propensity Score Matching (PSM) utilizando un promedio ponderado de las unidades no tratadas, donde el peso dado a la unidad no tratada es proporcional a la cercanía de las variables observables. Las tablas de balance tanto para la tasa de ocupación como para la tasa de desempleo se pueden encontrar en los anexos (Tabla 6 y 7). Al igual que en las estimaciones de las Tablas 3 y 4, se encuentran efectos positivos y significativos para la tasa de ocupación, cercanos a los 2.5 pps, pero no significativos –aunque positivos– para la tasa de desempleo (Tabla 8).

Se realizaron igualmente estimaciones a partir de las regresiones iniciales para subgrupos de municipios (Tabla 9), por ejemplo, excluyendo de la muestra a las ciudades capitales, en el entendido de que muchas de estas podrían no ser un contrafactual adecuado de los municipios de las zonas rurales, encontrando efectos similares a los anteriores. Al desagregar por municipios cafeteros y no cafeteros se encuentran efectos positivos para los cafeteros, mientras que no se encuentran efectos para el segundo grupo. Esto parece consistente con una mayor proporción de trabajadores de tiempo parcial en el caso de los municipios cafeteros. El trabajo en los municipios cafeteros suele ser menos calificado y depende de una alta estacionalidad (asociado al jornal) por lo que los cambios en la política salarial pueden ser un incentivo a la participación.

Adicionalmente se muestra evidencia de efectos heterogéneos por subgrupos de la población (Tabla 10). Especialmente, evidencia a favor de que la unificación del salario mínimo afectara negativamente a los hombres en aquellos municipios tratados, mientras que parece haber tenido un efecto positivo y bastante grande sobre las mujeres. Así mismo, se encuentran efectos positivos para la población entre los 14 y los 28 años y aquellos trabajadores que solo alcanzaron educación primaria. Si se cumple el modelo de monopsonio y teniendo en cuenta que las mujeres y jóvenes están asociados con menores salarios relativos (más cerca del mínimo), entonces el efecto sobre el empleo sería mayor, como en este caso. Así mismo, la participación femenina en el mercado laboral aumentó significativamente en el país durante ese periodo y como la participación de las mujeres era mucho más baja relativo a los hombres, más aún en las zonas rurales, entonces el efecto parece ser un catch up.

Respecto a lo anterior, la existencia de esos confounders (factores que podrían estar incidiendo en las estimaciones y por los cuales no se puede controlar) es una preocupación que surge de los datos mismos. Sin embargo, los efectos heterogéneos, en principio, ayudan a disminuir un poco la incertidumbre que generan los problemas descritos anteriormente. Por ejemplo, como en esos 12 años hubo una bonanza cafetera, si eso generó más empleo en el sector cafetero eso estaría explicando el efecto grande al filtrar por municipios caracterizados como cafeteros. Siguiendo esa línea, dado que el empleo cafetero es sobre todo de jornaleros, si persiste la preocupación de que los resultados recogen los efectos del boom cafetero de finales de los 70s, al quitar los jornaleros se encuentran igualmente efectos positivos y significativos.

Por su parte, los efectos de ocupación femenina pudieron ser ocasionados por el mismo boom cafetero que pudo incidir en que la actividad económica de los municipios rurales mejorara. Esto, a su vez, mejoraría tanto la participación como la demanda de mano de obra femenina, jalonando mayor migración hacia los municipios con mayor actividad económica, adicional al proceso de transformación estructural. Ahora bien, al mirar solo a la población no migrante se ve que todavía hay un efecto positivo. Esto podría estar argumentado que los efectos no corresponderían solo a efectos asociados al boom cafetero y al fortalecimiento de la actividad económica a nivel municipal.

La presencia de efectos solo en municipios cafeteros podría estar asociado con el ciclo de cosecha (alta presencia de jornaleros) y un incentivo a la participación laboral más que una posible reducción de la tasa de desempleo. Hay que tener en cuenta que la dimensión geográfica del municipio conforma la población en la zona urbana, pero a su vez, aquella en la periferia o área rural donde puede existir agricultura. Es decir, está medido en el margen extensivo únicamente (cultiva o no café según el censo cafetero del país) y no en su volumen de producción (intensivo). Una restricción adicional de los datos es que al no tener información para las ramas de actividad, no se puede excluir de la estimación a los trabajadores del sector primario que igualmente mantenían un salario diferenciado frente al resto

de los trabajadores, al menos legalmente. Sin embargo, se encuentran efectos positivos al excluir los jornaleros.

Por otra parte, de acuerdo con la literatura comentada anteriormente, es importante mirar los efectos que este tipo de políticas generan sobre la calidad del empleo, es decir, sobre los niveles de empleo de los trabajadores asalariados (que devengan un salario como compensación por su trabajo), y aquellos que no devengan un salario, o empleo no asalariado.²⁰ La Tabla 11 muestra que el aumento en el salario de los municipios rurales generó una reducción de 1.9 pps de la proporción de asalariados, pero no tuvo efecto sobre la proporción de no asalariados, lo que es completamente razonable con lo que se ha venido discutiendo en el documento. Por su parte, al mirar la razón empleo-población para estos grupos encontramos que el cambio en la política aparentemente no tuvo efecto sobre el empleo asalariado, mientras que presentó un aumento cercano a los 1.9 pps sobre los no asalariados. Esto podría estar evidenciando que la mayor demanda, posiblemente derivada de una mayor participación a nivel de las zonas rurales, estaría respondiendo con empleo de menor calidad, de tipo informal. En línea con el modelo de mercado laboral rural segmentado.

La existencia de externalidades generadas por la integración entre los mercados rurales y urbanos de trabajo (Botello, 2010) podría tener una incidencia significativa sobre la estructura del empleo, lo que podrían llevar a sesgos en las estimaciones. En particular, cabría esperar que este tipo de políticas diferenciadas generasen impactos espaciales o spillovers. Por una lado, es coherente que exista traslado temporal de mano de obra de municipios tratados (bajo salario mínimo) a municipios controles (alto salario mínimo) con distancias cercanas con el fin de mejorar su ingreso, pero viviendo en municipios con aparente menor costo de vida (menor salario promedio, menores precios). O viceversa, de municipios controles a tratados si son trabajadores que perdieron su empleo en el sector moderno y caen en el sector tradicional temporalmente. Por otro lado, dada la diferenciación de actividades dentro del sector rural, por ejemplo, entre aquellas que se realizan durante todo el año –de carácter permanente–, y aquellas de carácter temporal que son esencialmente demandadas en época estacionales (*e.g.*, en épocas de cosechas).

Por esta razón, se construye una matriz de vecindad teniendo en cuenta la contigüidad o matriz reina (queen) de primer orden, es decir, teniendo en cuenta aquellos municipios colindantes. Una vez excluidos los municipios tratados colindantes con aquellos controles se procede a restimar las regresiones (1) y (2) para la razón empleo-población. Los resultados de la Tabla 12 sugieren unos efectos positivos sobre los municipios tratados no muy distintos de los estimados anteriormente.

Los resultados presentados hasta el momento suponen implícitamente que las diferencias entre el grupo de tratamiento (municipios rurales) y el grupo de control (municipios urbanos) pueden capturarse a partir de las diferencias únicamente en las variables dependientes al controlar por las covariables incluidas en el modelo de regresión. Sin embargo, los municipios con salario mínimo rural y salario mínimo urbano pueden ser diferentes de otras maneras, lo que podría estar incidiendo, al menos parcialmente, en los resultados. Como hemos venido mencionando, por las restricciones que imponen los datos, adicionalmente es difícil probar el supuesto de tendencias paralelas, o quizás se están seleccionando unidades de control no adecuadas. Estas cuestiones pueden generar incertidumbre sobre la capacidad del grupo de control para reproducir la trayectoria del resultado contrafactual. Por lo tanto, el método estándar de diferencia en diferencias podría conducir a estimaciones sesgadas.

Como un enfoque complementario para abordar estas preocupaciones, recurrimos a una aproximación que ha tomado fuerza en la última década en los trabajos empíricos de economía laboral: el método de control sintético (Abadie y Gardeazabal, 2003; Abadie *et al.*, 2010; Abadie *et al.*, 2015). La idea básica es que una combinación de unidades a menudo ofrece una mejor comparación para la unidad expuesta a la intervención que cualquier unidad sola. La diferencia entre este método y el PSM es que este enfoque asigna pesos diferenciados a las unidades del grupo de control (contrafactual) de modo que el grupo sintético se asemeja más a la unidad tratada –o unidades– antes de la intervención, al menos en el resultado de la variable de interés.

El método de control sintético (MCS) permite la estimación de efectos en entornos donde una sola unidad está expuesta a un evento o intervención.²¹ El MCS proporciona un procedimiento impulsado

²⁰El empleo asalariado está conformado por los obreros o jornaleros, los empleados y los empleados domésticos. Por su parte, los empleados no asalariados corresponden a los trabajadores cuenta propia, los empleadores (o patrones) y los trabajadores familiares sin remuneración.

²¹El MCS no le da a todas las unidades no tratadas el mismo peso en la comparación. Por el contrario, genera un promedio ponderado de las unidades no tratadas que coincide con la unidad tratada durante el período de pretratamiento y lo utiliza como contrafactual.

por los datos para construir unidades de control sintéticas basadas en una combinación de las unidades de comparación que se aproxima a las características de la unidad que está expuesta a la intervención. Es una forma menos arbitraria de determinar un grupo de control que asemeja el comportamiento que hubieran tenido las unidades tratadas de no haber recibido el tratamiento. Cavallo *et al.* (2013) amplían el MCS al permitir que más de una unidad experimente el tratamiento, aún en diferentes momentos.

El Gráfico 6 presenta los resultados del contrafactual estimado para los municipios tratados (rurales) agregando en una unidad los municipios tratados, así como permitiendo múltiples unidades tratadas. En ambos casos se ve que la estimación sintética del contrafactual coincide con el promedio de las unidades tratadas antes del tratamiento. De acuerdo a eso, el efecto estimado sobre la razón ocupados-población es la diferencia entre la unidad tratada y su control sintético durante el período posterior al tratamiento, es decir, un aumento de cerca de 2.2 pps.

El MCS lleva a cabo una serie de pruebas de placebo *in situ*. Para cada una de las unidades observadas no tratadas se asume temporalmente que recibió tratamiento al mismo tiempo y se construye un control sintético para cada una utilizando el resto de las unidades no tratadas.²² Posteriormente, se obtiene una distribución con la que se puede medir el tamaño relativo del efecto principal a partir de las diferencias entre las unidades placebo y sus controles sintéticos. Si buena parte de los efectos estimados para los placebos son tan grandes como el efecto principal, entonces es probable que el efecto principal se haya observado por casualidad. El Gráfico 7 muestra que la probabilidad de que el efecto se hubiera observado por casualidad es menor al 10 % en el caso de agregación de las unidades tratadas y cercana a cero al permitir múltiples unidades tratadas.

Adicionalmente, se efectúan otros test placebos para diferencia en diferencias. El Gráfico 8 muestra un test de permutación por simulaciones de Monte Carlo para la regresión (1). El objeto de estas pruebas placebo es asignar aleatoriamente el tratamiento a una muestra de los datos censales por municipio, con el fin de determinar la probabilidad de observar una tasa de ocupación promedio del grupo de tratamiento placebo similar a la estimada en la Tabla 4. Los resultados muestran que una estimación del efecto de la unificación del salario mínimo, cercana a 2.0 pps de la razón ocupados-población, es altamente improbable de haber sido producto del azar. Si eso fuera así, la distribución de los efectos de las múltiples repeticiones placebo debería estar centrada en cero, como se muestra en el gráfico, porque la asignación al tratamiento no corresponde a la realidad de la política sino a asignación aleatoria de los datos, por lo que no debería generar efectos sistemáticos. En ese sentido, la evidencia parece indicar que los efectos estimados en la regresión (1) son consistentes con efectos significativos sobre el grupo de tratamiento, ya que están por fuera del área de efectos placebo. Esto no ocurre para el caso de la tasa de desempleo, donde los efectos estimados, incluidos aquellos controlando por tendencias diferenciales, tienen alta probabilidad de no ser sistemáticos sino posiblemente producto de la misma variabilidad de la que hablaba Mincer (1976).

6. Conclusiones

Este trabajo examina el efecto de la unificación en 1984 del salario mínimo en Colombia. Aprovechando un marco de “experimento natural” y utilizando los datos de los censos de población se comparan los cambios en diferentes variables de empleo entre las zonas urbanas (controles) y los municipios rurales (tratados). Los resultados, contrario a los de buena parte de la literatura en el caso de Colombia, evidencian un aumento entre 1.8 y 2.1 puntos porcentuales (pps) de la tasa de ocupación de los municipios rurales respecto de los municipios urbanos, pero parece no tener ningún efecto sobre la tasa de desempleo. Estos resultados son consistentes con lo que ha sido denominado la ‘nueva economía’ del salario mínimo que encuentra evidencia contradictoria a las implicaciones del modelo clásico para el mercado laboral.

Por su parte, se muestra evidencia de efectos heterogéneos por subgrupos de la población y se realizan diferentes aproximaciones econométricas alternativas como test placebos que permiten disminuir la incertidumbre generada por las mismas restricciones de los datos, entre esas el extenso periodo entre la información disponible para el periodo de pre y pos-tratamiento. Esa evidencia adicional permitiría intuir que existen efectos más allá de algunos choques exógenos que pudieron haber afectado la estructura y dinámica del mercado laboral durante esos años, particularmente el boom cafetero que tuvo

²²Para el procedimiento de inferencia se eliminaron los municipios para las que no se tuvo una buena combinación sintética.

efectos sobre la actividad económica y proceso de transformación estructural. Los resultados muestran consistentemente efectos positivos sobre la razón empleo-población, síntoma de que existió un cierre de la brecha entre municipios urbanos y rurales.

Ahora bien, en Colombia no se cuenta con una fuente consolidada, geográfica y estadísticamente representativa, con adecuada periodicidad y calidad de información, pero especialmente de acceso público sobre la demanda y oferta de trabajo para el periodo analizado. La disponibilidad de datos laborales en el país concentra los Censos de Población de 1973 y 1985, utilizados en este documento, encuestas de oferta como la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) que se aplicó desde 1976 y hasta 2000, pero para la cual solo existe información pública desde 1984,²³ y las encuestas de demanda como la Encuesta Anual Manufacturera (EAM), aplicada desde 1955 pero con microdatos de acceso público solo desde 1992. Algunos de los trabajos que han trabajado sobre estos últimos, analizan el sector manufacturero como representativo del mercado de trabajo colombiano, a desmedro del sesgo urbano, la baja incidencia de salarios por debajo del mínimo y la creciente tercerización laboral.

En ese sentido, este trabajo hace uso de información que no había sido utilizada para analizar un experimento natural sobre el efecto del salario mínimo en un país en desarrollo, especialmente en Colombia. Esta es una importante contribución, ya que no existe literatura empírica a nivel local sobre los efectos del salario mínimo que utilice información representativa a nivel agregado. Esto genera que los resultados tengan validez externa con importantes implicaciones de política pública. Más cuando se viene discutiendo la posibilidad y conveniencia de retornar a un esquema de salarios diferenciados por regiones.

7. Referencias

Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque country. *American Economic Review*, 93(1):113–132.

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., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2015). Comparative Politics and the Synthetic Control Method. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495–510.

Acemoglu, D., Johnson, S., Kermani, A., Kwak, J. & Mitton, T. (2016). The value of connections in turbulent times: Evidence from the United States. *Journal of Financial Economics*, Vol. 121(2), pgs. 368–391.

Akerlof, G. A. & J. L. Yellen (eds.) (1986). *Efficiency Wage Models of the Labor Market*. Cambridge University Press.

Alatas, V., & Cameron, L. (2008). The Impact of Minimum Wages on Employment in a Low-Income Country: A Quasi-Natural Experiment in Indonesia. *Industrial and Labor Relations Review*, 61(2), 201–223

Allegretto, S., Dube, A., Reich, M., & Zipperer, B. (2013). Credible Research Designs for Minimum Wage Studies. *IRLE Working Paper* No. 148–13.

Arango, C. & A. Pachón. (2007). Minimum Wages in Colombia: Favoring the Middle Class with a Bite on the Poor. *Ensayos sobre Política Económica-ESPE*, Banco de la República, 25(55): 148–193.

Arango, L. E.; Herrera, P.; Posada, C. E. (2008). El salario mínimo: aspectos generales sobre los casos de Colombia y otros países. *Ensayos sobre Política Económica-ESPE*, Banco de la República, 26(56): 204–263.

Ashenfelter, O. & Smith, R. S. (1979). Compliance with the Minimum Wage Law. *Journal of Political Economy*, 87(2):333–350.

Byerlee, D., De Janvry, A. and Sadoulet, E. (2009). Agriculture for Development: Toward a New Paradigm. *Annual Review of Resource Economics*, Vol. 1, 15–31.

Bell, L. (1997). The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia. *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No 3, pp 103–135.

²³Actualmente se está trabajando en la recuperación de la información de la ENH antes del 84 con el fin de analizar los efectos sobre la distribución de salarios, abordar algunas limitaciones expuesta con la información censal y realizar pruebas de robustez adicionales. Esto constituirá un desarrollo posterior de este documento.

- Bhorat, H., Kanbur, R., & Stanwix, B. (2015). Partial minimum wage compliance. *IZA Journal of Labor & Development*, Vol. 4 (18).
- Brown, C.; Gilroy, G.; Kohen, A. (1982). The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 20 (june): 487–528.
- Botello, Silvia. (2010). Jornales cafeteros e integración del mercado laboral cafetero: 1940-2005. *Ensayos sobre economía cafetera*, Federación Nacional de Cafeteros, No. 26.
- Card, D. (1992a). Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989. *Industrial Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1, pp. 38-54.
- Card, D. (1992b). Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage. *ILR Review*, Vol. 46, No. 1 (octubre), pp. 22-37
- Card, D. & A. Krueger. (1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, Vol. 84. No 4, pp. 772-793.
- Card, D. & A. Krueger. (1995). *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Twentieth-Anniversary Edition, New Jersey: Princeton University Press.
- Cavallo, E., Galiani, S., Noy, I. & Pantano, J. (2013). Catastrophic natural disasters and economic growth. *Review of Economics and Statistics*, 95 (5):1549–1561.
- Duarte, M. & Restuccia, D. (2010). The Role of the Structural Transformation in Aggregate Productivity. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125, No. 1, pp. 129-173.
- Dube, A. (2014). *Proposal 13: Designing Thoughtful Minimum Wage Policy at the State and Local Levels*. Improving Safety Net and Work Support, The Hamilton Project.
- Ham, A. (2017). *The Consequences of Legal Minimum Wages in Honduras*. Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign, http://publish.illinois.edu/andresham/files/2017/02/JMP_FEB182017.pdf
- Harris, J.R. and M.P. Todaro. (1970). Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. *American Economic Review*, 60, 126-142.
- Hernández G. y F. Lasso. (2003). Estimación de la relación entre salario mínimo y empleo en Colombia: 1984-2000. *Revista de Economía del Rosario*, 6(2): 11-17.
- Jaramillo, C. F.; Romero, A.; Nupia, O. (2000). Integration in Colombian Labor Market: 1945-1998. *Borradores de Economía*, No.148, Banco de la República.
- Larraín, M. & J. Poblete. (2007). Age-differentiated minimum wages in developing countries. *Journal of Development Economics*, No. 84, pp. 777–797.
- Leibovich, J., Nigrinis, M.; Ramos, M. (2006). Caracterización del mercado laboral rural en Colombia. *Borradores de economía*, Banco de la República, No. 408, octubre, Bogotá D.C.
- Lewis, W. A. (1954). *Economic Development with Unlimited Supplies of Labour*. Manchester School, 22: 139-191.
- Maloney, W. & J. Núñez. (2004). Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America. En Heckman, J. y C. Pagés (eds.), *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, University of Chicago Press, pp. 109-130.
- Mincer, J. (1976). Unemployment Effects of Minimum Wages. *Journal of Political Economy*, 84, no. 2 (august): S87–S104.
- Neumark, D. & W. Wascher. (1997). Do Minimum Wages Fight Poverty? *NBER Working Paper-Series*, No. 6127.
- Núñez, J. & J. Bonilla. (2001) ¿Quiénes se perjudican con el salario mínimo en Colombia? *Coyuntura Social*, No. 24, pp 87-110.
- Ronconi, L. (2012). Globalization, Domestic Institutions, and Enforcement of Labor Law: Evidence from Latin America. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 51(1):89– 105.
- Rutkowski, J. (2003). *The Minimum Wage: Cure or Curse?* Human Development Economics, Europe and Central Asia Region, The World Bank, <http://siteresources.worldbank.org/INTECONEVAL/Resources/MinimumWageNoteJul03v2.pdf>
- Sánchez, F. & J. Núñez. (2000). La geografía y el desarrollo económico en Colombia: una aproximación municipal. *Desarrollo y Sociedad*, Universidad de Los Andes, No. 46, septiembre, pp. 43-108
- Sánchez, F.; Duque, V.; Ruíz, M. (2009). Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007. *Documentos CEDE*, Universidad de Los Andes.
- Schultz, Theodore. (1964). *Transforming Traditional Agriculture*. New Haven: Yale University Press.

Stigler, G. (1946). The Economics of Minimum Wage Legislation. *American Economic Review*, Vol. 36. pp. 358-365.

Timmer, M. P., de Vries, G. J., & de Vries, K. (2015). Patterns of Structural Change in Developing Countries. In J. Weiss, & M. Tribe (Eds.), *Routledge Handbook of Industry and Development*, pp. 65-83, Routledge.

Van den Berg, G. & Ridder, G. (1998). An Empirical Equilibrium Search Model of the Labor Market. *Econometrica*, 66, issue 5, p. 1183-1222.

A. Tablas y gráficos de resultados

Tabla 1: Estadísticas descriptivas de las variables, 1973

Variable(s)	Prom. Control	Prom. Tratado	Diferencia	t	Pr(T>t)
TGP	42.237	43.388	1.151	2.36	0.0185**
TO	36.066	38.003	1.938	3.89	0.0001***
TD	14.639	12.554	-2.086	4.61	0.0000***
Proporción Hombre	49.129	50.473	1.343	7.26	0.0000***
Proporción Activos	43.818	42.115	-1.703	7.55	0.0000***
Proporción Joven	28.082	24.655	-3.428	16.24	0.0000***
Proporción Educ. Superior	1.483	0.368	-1.114	15.51	0.0000***
Proporción Jornalero	40.148	47.313	7.166	6.25	0.0000***
Empleado	19.959	8.160	-11.798	21.61	0.0000***
Patrón	5.911	7.538	1.628	3.07	0.0022***
Independiente	17.585	19.535	1.950	2.15	0.0314**
Empleado doméstico	6.578	4.136	-2.441	11.38	0.0000***
Familiar sin remuneración	3.728	7.709	3.981	8.25	0.0000***
Proporción Alfabeto	71.455	65.329	-6.127	6.50	0.0000***
PIB_pc real	154.970	90.191	-64.779	4.93	0.0000***
Café (hectáreas)	2.151	979	-1.172	6.40	0.0000***
Índice de ruralidad	0.372	0.685	0.313	17.46	0.0000***
*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1					

Tabla 2: Estadísticas descriptivas por grupo, 1973-1985

		Tratados	Controles	Municipios con la mayor variación de la población			
		1973	1985	(+) (.)		(.)	
Población	1973	6.569.365	12.321.399				
	1985	7.510.776	17.905.680				
	Variación	14,3%	45,3%	San Sebastian (Cauca)	T	El Calvario (Meta)	T
PET	1973	4.373.484	8.840.358	Sotara (Cauca)	T	Simití (Bolívar)	T
	1985	5.522.885	13.682.064	Totoro (Cauca)	T	San Juan de Arama (Meta)	T
	Variación	26,3%	54,8%	Guachucal (Nariño)	T	El Rosario (Nariño)	T
Ocupados	1973	1.651.742	3.319.931	Inza (Cauca)	T	El Guacamayo (Santander)	T
	1985	2.558.071	6.012.454	Malambo (Atlántico)	T	Fuente de Oro (Meta)	T
	Variación	54,9%	81,1%	Córdoba (Nariño)	T	Jesús María (Santander)	T
Desocupados	1973	239.315	533.793	Aldana (Nariño)	T	Yacuanquer (Nariño)	T
	1985	52.036	343.416				
	Variación	-78,3%	-35,7%				

Tabla 3: Estimador básico de Diferencia en Diferencias para la tasa de ocupación

	Pre-tratamiento	Pos-tratamiento	Diferencia
No Tratado	36.066	43.006	6.940
Tratado	38.003	46.746	8.743
Diferencia	1.939 (0.510)	3.740 (0.599)	1.802*** (0.570)

Errores estandar en cluster a nivel municipal.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 4: Efecto de la unificación del salario mínimo sobre la tasa de ocupación

Panel A: Controles no interactuados			
	(1)	(2)	(3)
DiD	1.802*** (0.570)	2.145*** (0.477)	2.120*** (0.485)
Observaciones	1,694	1,694	1,694
R-cuadrado	0.498	0.537	0.537
Numero de Municipios	847	847	847
Promedio control 1973	36.07		
Promedio tratado 1973	38.00		
Controles socio-demograficos	NO	SI	SI
Controles de actividad economica	NO	NO	SI
EF Municipio	SI	SI	SI
EF Tiempo	SI	SI	SI
Panel B: Controles de actividad economica interactuados			
	(4)	(5)	(6)
DiD	2.000*** (0.497)	2.577*** (0.447)	2.548*** (0.461)
Observaciones	1,694	1,694	1,694
R-cuadrado	0.537	0.549	0.549
Numero de Municipios	847	847	847
Promedio control 1973	36.07		
Promedio tratado 1973	38.00		
Controles socio-demograficos	SI	SI	SI
(PIB_pc*1985)	SI	NO	SI
(Cafe*1985)	NO	SI	SI
EF Municipio	SI	SI	SI
EF Tiempo	SI	SI	SI

Errores estandar robustos en parentesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: Los controles socio-demográficos se refieren a la relación hombre-mujer así como a la alfabetización. Los controles de actividad económica tienen en cuenta el producto interno bruto municipal en terminos reales y el área cultivada en café.

Tabla 5: Efecto de la unificación del salario mínimo sobre la tasa de desempleo

Panel A: Controles no interactuados				
	(1)	(2)	(3)	(4)
DiD	0.125 (0.383)	0.328 (0.379)	0.458 (0.375)	0.458 (0.380)
Observaciones	1,694	1,694	1,694	1,694
R-cuadrado	0.824	0.827	0.829	0.829
Numero de Municipios	847	847	847	847
Promedio control 1973	14.64			
Promedio tratado 1973	12.55			
Controles socio-demograficos	NO	SI	SI	SI
Controles de actividad economica	NO	NO	SI	SI
EF Municipio	SI	SI	SI	SI
EF Tiempo	SI	SI	SI	SI
Panel B: Controles de actividad economica interactuados				
	(5)	(6)	(7)	(8)
DiD	0.523 (0.391)	0.553 (0.376)	0.667* (0.395)	0.667* (0.397)
Observaciones	1,694	1,694	1,694	1,694
R-cuadrado	0.828	0.830	0.829	0.829
Numero de Municipios	847	847	847	847
Promedio control 1973	14.64			
Promedio tratado 1973	12.55			
Controles socio-demograficos	SI	SI	SI	SI
(PIB_pc*1985)	SI	NO	SI	SI
(Cafe*1985)	NO	SI	SI	SI
EF Municipio	SI	SI	SI	SI
EF Tiempo	SI	SI	SI	SI

Errores estandar robustos en parentesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: Las columnas (4) y (8) realizan estimaciones no paramétricas de tipo bootstrapping con 5.000 repeticiones.

Tabla 6: Balance de las variables después del matching para la tasa de ocupación, pre-tratamiento

Variable(s)	Prom. Control	Prom. Tratado	Diferencia	t	Pr(T>t)
TO	37.676	37.439	-0.237	0.49	0.6222
Proporción Activos	42.174	42.039	-0.134	0.63	0.5321
Proporción Joven	26.203	26.029	-0.174	1.13	0.2583
Proporción Educ. Superior	0.544	0.475	-0.070	1.55	0.1219
Proporción Jornalero	47.272	46.627	-0.646	0.60	0.5493
Empleado	10.478	10.182	-0.296	0.65	0.5170
Patrón	5.609	6.140	0.531	1.30	0.1933
Independiente	18.507	18.937	0.430	0.52	0.6010
Empleado doméstico	6.085	6.372	0.287	0.59	0.5564
Familiar sin remuneración	4.851	4.739	-0.112	0.57	0.5707
Proporción Alfabeto	65.439	65.537	0.098	0.10	0.9173
PIB_pc real	1.1e+05	1.1e+05	1.397	0.15	0.8806
Café (hectáreas)	1.228	1.380	152.3	0.86	0.3917
Indice de ruralidad	0.601	0.598	-0.003	0.18	0.8611
*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1					

Tabla 7: Balance de las variables después del matching para la tasa de desempleo, pre-tratamiento

Variable(s)	Prom. Control	Prom. Tratado	Diferencia	t	Pr(T>t)
TD	15.173	13.446	-1.727	3.79	0.0002***
Proporción Activos	42.174	42.039	-0.134	0.63	0.5321
Proporción Joven	26.203	26.029	-0.174	1.13	0.2583
Proporción Educ. Superior	0.544	0.475	-0.070	1.55	0.1219
Proporción Jornalero	47.272	46.627	-0.646	0.60	0.5493
Empleado	10.478	10.182	-0.296	0.65	0.5170
Patrón	5.609	6.140	0.531	1.30	0.1933
Independiente	18.507	18.937	0.430	0.52	0.6010
Empleado doméstico	6.085	6.372	0.287	0.59	0.5564
Familiar sin remuneración	4.851	4.739	-0.112	0.57	0.5707
Proporción Alfabeto	65.439	65.537	0.098	0.10	0.9173
PIB_pc real	1.1e+05	1.1e+05	1.397	0.15	0.8806
Café (hectáreas)	1.228	1.380	152,3	0.86	0.3917
Índice de ruralidad	0.601	0.598	-0.003	0.18	0.8611
*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1					

Tabla 8: Efecto de la unificación del salario mínimo - Kernel Matching

	Tipo: Epanechnikov		Tipo: Gaussiano	
	Tasa de Ocupación	Tasa de Desempleo	Tasa de Ocupación	Tasa de Desempleo
DiD	2.505*** (0.636)	0.457 (0.772)	2.600*** (0.598)	0.433 (0.662)
Observaciones	1,016	1,016	1,016	1,016
R-cuadrado	0.230	0.696	0.239	0.692

Errores estándar en cluster a nivel municipal.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: Las estimaciones se realizan dentro del soporte común.

Tabla 9: Efecto sobre la tasa de ocupación para subgrupos de municipios

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sin capitales	Cafeteros	No cafeteros	Población mayor a 10 mil y menor o igual a 50 mil
DiD	2.140*** (0.512)	2.859*** (0.577)	0.211 (0.731)	2.291*** (0.632)
Observaciones	1,644	1,130	564	666
R-cuadrado	0.534	0.659	0.310	0.710
Numero de Municipios	822	565	282	333
Controles	SI	SI	SI	SI
EF Municipio	SI	SI	SI	SI
EF Tiempo	SI	SI	SI	SI

Errores estándar robustos en parentesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 10: Efecto sobre la tasa de ocupación para subgrupos de población

	(1) Hombres	(2) Mujeres	(3) Jovenes	(4) Sin Jornaleros	(5) Educ. Primaria	(6) Sin migracion
DiD	-2.786*** (0.691)	6.879*** (0.668)	3.103*** (0.578)	3.035*** (0.508)	1.296* (0.678)	2.245*** (0.496)
Observaciones	1,694	1,694	1,694	1,694	1,694	1,694
R-cuadrado	0.150	0.671	0.282	0.635	0.575	0.496
Numero de Municipios	847	847	847	847	847	847
Controles	SI	SI	SI	SI	SI	SI
EF Municipio	SI	SI	SI	SI	SI	SI
EF Tiempo	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Errores estandar robustos en parentesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 11: Efecto sobre subgrupos de ocupados

VARIABLES	(1) Proporcion Asalariados	(2) Proporcion No Asalariados	(3) Tasa de Ocupacion Asalariados	(4) Tasa de Ocupacion No Asalariados
DiD	-1.928*** (0.638)	0.534 (0.589)	-0.426 (0.267)	1.909*** (0.338)
Observaciones	1,694	1,694	1,694	1,694
R-cuadrado	0.199	0.343	0.473	0.565
Numero de Municipios	847	847	847	847
Controles	SI	SI	SI	SI
EF Municipio	SI	SI	SI	SI
EF Tiempo	SI	SI	SI	SI

Errores estandar robustos en parentesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

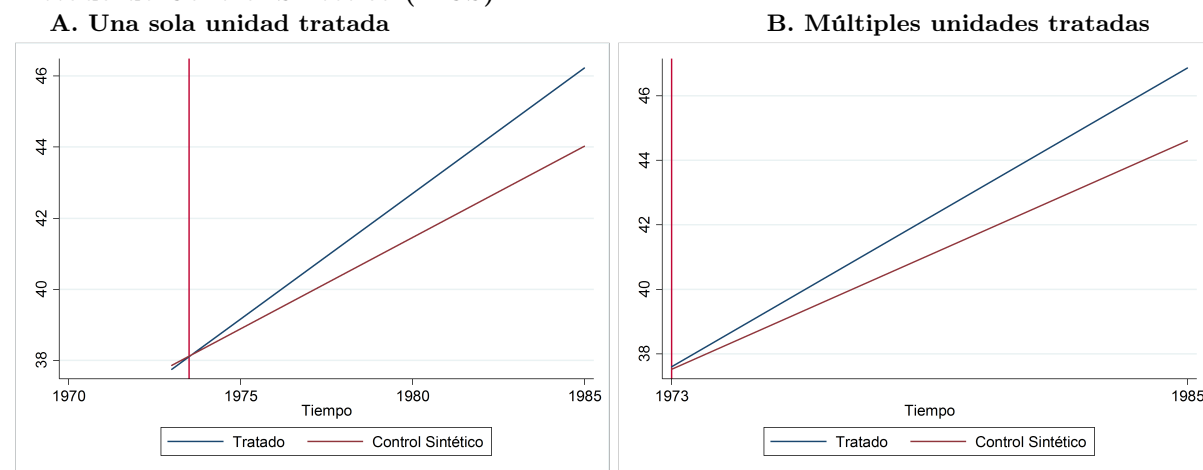
Tabla 12: Efecto sobre la tasa de ocupación controlando por spillovers: análisis espacial con matriz de vecindad

	(1)	(2) Sin capitales	(3)	(4) Sin capitales
DiD	1.964*** (0.651)	2.060*** (0.666)	2.949*** (0.658)	3.037*** (0.676)
Observaciones	962	912	962	912
R-cuadrado	0.517	0.512	0.535	0.530
Numero de Municipios	481	456	481	456
Controles	SI	SI	SI	SI
(PIB_pc*1985)			SI	SI
(Cafe*1985)			SI	SI
EF Municipio	SI	SI	SI	SI
EF Tiempo	SI	SI	SI	SI

Errores estandar robustos en parentesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Gráfico 6: Estimación del efecto de tratamiento sobre la tasa de ocupación utilizando el Método de Control Sintético (MCS)



Nota: El Control Sintético corresponde a la estimación del contrafactual para el grupo de tratamiento. Dado que solo existen dos periodos de análisis (pre y pos-tratamiento) se proyectan las líneas con la razón empleo-población en 1973 y el resultado de la estimación en 1985. Ahora bien, el gráfico no representa un cambio de tendencias antes del tratamiento. Por el contrario, el MCS equipara las tendencias en el periodo de pre-tratamiento. Para el caso de la inferencia con múltiples unidades tratadas se limita la base a los municipios de más de 10 mil y menos de 50 mil habitantes, por tiempo computacional y balance antes del tratamiento. Así mismo, se excluyen las unidades para las cuales no haya un match aproximado, es decir, para las cuales el RMSPE (error cuadrático medio) antes del tratamiento sea mayor o igual a $\sqrt{3} \cdot \text{Avg.RMSPE}$ (ver Acemoglu *et al.*, 2016)

Gráfico 7: Probabilidad de haber estimado el efecto por casualidad (MCS)

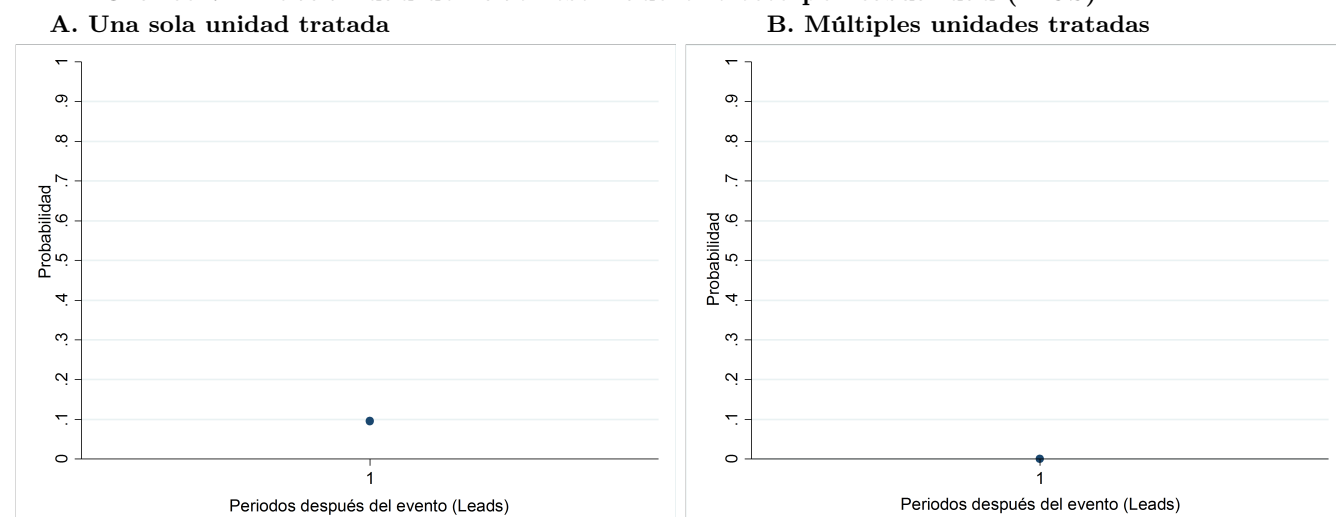
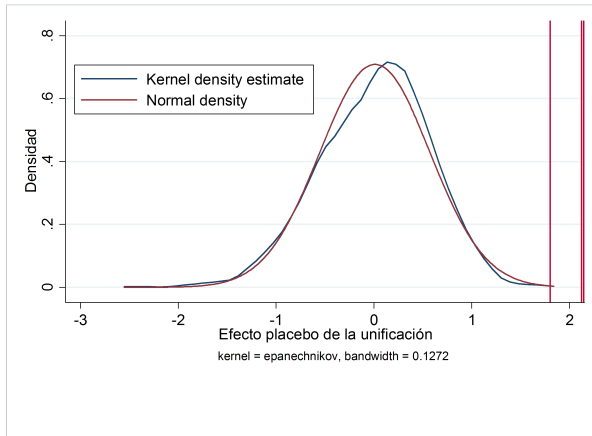
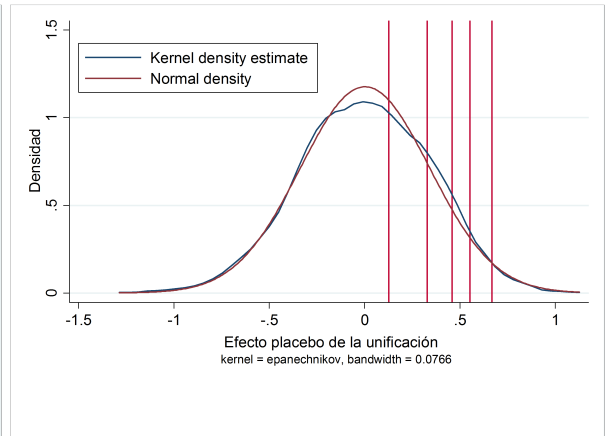


Gráfico 8: Test de permutación para Diferencia en Diferencias

A. Tasa de Ocupación



B. Tasa de Desempleo



Nota: El gráfico muestra una distribución de 1.000 estimaciones placebo por simulación de Monte Carlo de los efectos del cambio en la política de salarios mínimos. La línea azul muestra la distribución que resulta de aleatorizar a nivel de municipio la variable de tratamiento. La línea roja corresponde a una distribución normal. Cada permutación de la regresión estimada introduce los efectos fijos de tiempo y municipio. La estimación observada en los datos reales se indica por la línea vertical roja. Cada una corresponde a las regresiones estimadas en la Tabla 4.