

Borradores de ECONOMÍA

Efecto del cambio del salario mínimo
en el precio de las comidas fuera del
hogar en Colombia

Por: Luis Eduardo Arango
Luz Karine Ardila
Miguel Ignacio Gómez

Núm. 584

2010



tá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col

Efecto del cambio del salario mínimo en el precio de las comidas fuera del hogar en Colombia

Por

Luis Eduardo Arango
Banco de la República

Luz Karine Ardila
Universidad Javeriana

Miguel Ignacio Gómez*
Universidad de Cornell

Resumen

Se utiliza información de precios a nivel de producto-establecimiento entre 1999 y 2008, en frecuencia mensual, para estimar el efecto que tienen los aumentos en el salario mínimo en los precios de la comida fuera del hogar y algunos de sus componentes como almuerzos, hamburguesas, comidas rápidas calientes y gastos en cafetería. La evidencia, para Colombia, sugiere que un aumento de 10% en el salario mínimo produce un aumento contemporáneo de 1,33% en el precio de la comida fuera del hogar y de 3,07% si se consideran anticipos y rezagos. Este resultado no parece sugerir la existencia de fuertes rigideces de precios en este mercado. Del hecho que los aumentos en el salario mínimo se reflejen en incrementos de precio de la comida fuera del hogar se puede conjeturar que las firmas dedicadas a la producción y venta de ésta no tienen poder de monopsonio en el mercado de trabajo. Por el contrario, aumentos en el salario mínimo producen reducciones en el empleo, lo cual es compatible con un mercado de trabajo competitivo.

Clasificación JEL: D4, J2

Palabras clave: comida fuera del hogar, IPC, salario mínimo, *pass-through*, flexibilidad de precios.

* Las opiniones de los autores no corresponden, necesariamente, con las del Banco de la República ni su Junta Directiva. Se agradecen la participación de Ángela Olarte, quien se desempeñó como asistente de investigación, y el apoyo de Héctor Zárate y Mario Ramos con la información, la cual fue provista gentilmente por el DANE al Banco de la República. Se agradece a Karina Acosta, Viviana Alejandra Alfonso, Fernando Arias, Édgar Caicedo, Ana María Iregui, Enrique López, Ligia Melo, Emma Monsalve, Carlos Esteban Posada, María Teresa Ramírez, Carmaña Vargas y a los asistentes al Seminario del Banco de la República – sucursal Medellín, por sus comentarios y sugerencias. Los errores son responsabilidad exclusiva de los autores.

1. Introducción

Una gran proporción de empleados del sector formal en Colombia recibe el salario mínimo como pago por su trabajo¹. El procedimiento previsto por las normas conduce al incremento anual del mismo en el mes de diciembre y a hacerlo efectivo a partir del mes de enero, bien sea por un acuerdo entre empleados y empleadores o por determinación del gobierno ante la imposibilidad de lograr dicho acuerdo. Tanto la frecuencia del incremento como la época del año en que se produce la variación del salario mínimo y del subsidio de transporte se han convertido en algo bastante cierto².

Sin embargo, en nuestro país se desconocen los efectos que el nivel y los cambios introducidos al salario mínimo tienen en el empleo, la oferta laboral, los precios relativos, las utilidades de las firmas, el tamaño del sector informal, la formación de capital humano, el crecimiento económico y el bienestar de la población, para solo mencionar algunas dimensiones en las que dicha variable afecta la economía (véase Arango, Herrera y Posada, 2008).

Para avanzar en el conocimiento de los efectos que los cambios del salario mínimo tiene en, al menos, uno de los ámbitos anteriores, este trabajo tiene como propósito explorar las respuestas que tienen, a los cambios del salario mínimo, los precios de los ítems del índice precios al consumidor (IPC) denominados: almuerzos, hamburguesas, comidas rápidas calientes y gastos de cafetería. Estos renglones forman parte del rubro del IPC, ‘comidas fuera del hogar’ (CFH, en lo que sigue)³.

Inspirado en las contribuciones previas de Card y Krueger (1994, 1995), Lee, Schluter y O’Roark (2000), Aaronson (2001), Aaronson, French y MacDonald (2005), MacDonald y Aaronson (2006) y Lemos (2008), entre otros, este trabajo utiliza datos a nivel de producto-establecimiento para estimar la respuesta de los precios de las CFH ante cambios en el salario mínimo en Colombia⁴.

Las CFH tienen al menos tres características importantes que justifican esta investigación. Primero, tienen una ponderación importante (superior a 6,2%) en la canasta familiar que sirve de

¹ Según Arango, Gómez y Posada (2009), cerca de 70% de los asalariados particulares que trabajan 40 horas o más a la semana tienen, a lo sumo, educación secundaria y su salario de referencia es el salario mínimo. Otro tipo de trabajadores son los asalariados particulares que trabajan 39 horas o menos a la semana, los cuenta-propia, el servicio doméstico, los patrones o empleadores y los servidores públicos.

² Para una discusión más amplia sobre algunas de las particularidades de la fijación del salario mínimo en Colombia, véase Arango, Herrera y Posada (2008).

³ El renglón de “comidas rápidas frías”, que tiene un peso de 0,5% en el IPC, no fue incluido en este estudio.

⁴ El paso del salario mínimo a los precios de la comida fuera del hogar ha sido estudiado en otras economías en desarrollo; sin embargo, la evidencia no es muy amplia (véase Lemos, 2005).

base para calcular la inflación en Colombia, por lo tanto es indicador relevante de un movimiento de los precios relativos. Segundo, es un sector altamente sensible a choques de oferta debido a que utiliza insumos provenientes del sector de alimentos no procesados. El tema de los choques de oferta (o demanda) es importante al momento de considerar la rigidez o flexibilidad de precios como se verá en la subsección 2.1. Tercero, las CFH son un sector de la producción intensivo en mano de obra no calificada que devenga el salario mínimo. Por tal motivo, estimar la transmisión del salario mínimo a los precios de las CFH será altamente informativo en sí mismo y como indicador de cambios en los precios relativos.

Además de las razones anteriores, existen, al menos, otras dos que justifican la realización de este estudio. La primera es que las estimaciones permitirían hacer alguna inferencia sobre el grado de flexibilidad (o de rigidez) de los precios de las CFH ante las variaciones del salario mínimo. Si las variaciones en el salario mínimo se reflejan en cambios de precio de las CFH se tendría un indicador de flexibilidad de los precios de este subgrupo de la canasta familiar. La segunda razón es que permite hacer conjeturas sobre el funcionamiento del mercado laboral en cuanto a la existencia de algún poder de monopsonio o sobre si su operación se produce en condiciones de competencia.

En ese sentido, Brown (1999) sugiere que el signo y el tamaño de las respuestas de los precios de las CFH permiten inferir si en el mercado laboral hay presencia de algún poder de monopsonio. Suponiendo que, para generar el producto, las firmas utilizan el trabajo como uno de sus insumos y que producto y empleo están positivamente relacionados, dado que la función de demanda por el producto tiene pendiente negativa, la función que relaciona el precio del producto y el empleo también tendrá una pendiente similar. En el caso en que el mercado laboral sea competitivo, ante un incremento en el salario mínimo tanto el empleo como el producto de las firmas deberán caer y se observará un aumento en el precio del producto. Por otro lado, si eventualmente existe algún poder de monopsonio en el mercado de trabajo, ante un aumento del salario mínimo, el empleo y el producto aumentarán y se observará una caída del precio del producto.

En un contexto de equilibrio general, la decisión de un establecimiento que vende alimentos, para ser consumidos al interior del mismo, de modificar o no sus precios ante el cambio en el costo de un insumo (por ejemplo, el aumento en el salario mínimo), depende de la importancia

del insumo en el proceso de producción de los alimentos, de la elasticidad de sustitución entre los insumos y la elasticidad precio de la demanda de la comida fuera del hogar⁵.

La evidencia que se presenta en este artículo sugiere una menor rigidez que la reportada por MacDonald y Aaronson (2006; Tabla 1) para Estados Unidos. En efecto, estos autores estiman que el porcentaje de ítems cuyo precio aumentó en períodos en que el salario mínimo no varió es 11,4% en ‘outlets de servicio limitado’ (*limited service*, LS) y de 10,8% en ‘outlets de servicio completo’ (*full service*, FS)⁶. Por su parte, el porcentaje de ítems que incrementan su precio en períodos de aumento del salario mínimo en dichos *outlets* es 22,6% y 11,2%, respectivamente. Para Colombia, en donde el período de aumento del salario mínimo es altamente predecible, nuestros resultados son un poco diferentes. Así, durante los primeros trimestres de cada año – cuando entra en vigencia el aumento del salario mínimo– 35,9% de los ítems de CFH incrementaron sus precios en tanto que durante el tercer trimestre lo hizo 16,9%. Durante los mismos trimestres, los ítems que redujeron los precios fueron 3,1% y 3,5%, respectivamente.

La presente investigación se diferencia de las contribuciones previas de Aaronson y MacDonald (2006) en varios aspectos. En primer lugar, el panel de precios considera artículos particulares de las CFH y sus variedades tales como: almuerzos (corriente y especial), hamburguesas, comidas rápidas calientes (pizzas, combos, perros calientes) y gastos de cafetería (tinto y jugos naturales). En segundo lugar, con el objetivo de comparar el efecto de los aumentos del salario mínimo en los precios, además de los artículos del rubro de CFH, también se consideran calzado, muebles, vestuario y servicios profesionales de la salud. La selección de estos artículos no responde a ningún criterio en particular. Por último, hace análisis a nivel de ciudad para verificar dónde se producen los mayores efectos en los precios de las CFH cuando aumenta el salario mínimo y plantear algunas hipótesis. Complementa, en el caso de Colombia, los estudios recientes de Hofstetter (2008), Julio y Zárate (2008), Julio, Zárate y Hernández (2009) y Misas, López y Parra (2009).

El trabajo se desarrolla en cinco secciones siendo esta introducción la primera de ellas. La segunda sección relaciona algunas contribuciones previas a la vez que repasa algunos aspectos sobre la constancia o variabilidad de los precios y su conexión con la rigidez de los mismos; se hace una digresión sobre la interpretación de la constancia de precios. La tercera sección presenta

⁵ Al nivel de las firmas este es el caso. A nivel de industria la reacción en el precio del producto ante un aumento generalizado del salario mínimo reflejará la importancia de la mano de obra de baja calificación en la producción de CFH.

⁶ Los *outlets* de servicio completo venden comidas con mayores especificaciones de calidad y atención al cliente que los *outlets* de servicio limitado.

los datos y algunas regularidades empíricas. La cuarta sección describe la metodología y presenta los resultados, y por último, la quinta sección extrae algunas conclusiones.

2. Aportes de alguna literatura previa

Los hallazgos de Card y Krueger (1994), quienes encuestaron 410 restaurantes de comidas rápidas (McDonald's, KFC, Roy Rogers y Wendy's) en New Jersey y Pennsylvania antes y después del aumento en US\$ 0,80 (de \$4,25 a \$5,05 la hora) del salario mínimo ocurrido en abril de 1992 en el primero de los Estados, sugieren que allí los precios subieron lo suficiente para cubrir los costos del nuevo salario mínimo. También encontraron que los precios subieron con la misma rapidez en todos los establecimientos sin importar si la mayor proporción de trabajadores se gana el salario mínimo o un salario más alto. Resultados similares fueron encontrados para el caso de Texas (Card y Krueger, 1995, p. 390).

Aaronson (2001) exploró el efecto en el precio de la comida fuera del hogar del aumento en el salario mínimo en Canadá y Estados Unidos. Su análisis sugiere un aumento de 1,2% a 1,6% en el precio de las hamburguesas y el pollo ante un aumento de 10% en el salario mínimo. Lee, Schluter y O'Roark (2000) simularon un modelo de equilibrio parcial⁷ para estimar el efecto de incrementos del salario mínimo en los precios de los alimentos al productor y al consumidor, con y sin efectos de *difusión*⁸. Los resultados muestran que un incremento de US\$0,50 en el salario mínimo en 1992 (al pasar de US\$4,25 a US\$4,75), sin tomar en cuenta efectos de *difusión* ni incrementos en compensación suplementaria, aumentan 0,36% los precios al productor y 0,295% los precios al consumidor. Cuando los efectos *difusión* son tomados en cuenta y la compensación suplementaria se incrementa, los efectos en los precios son mayores. Los ejercicios fueron realizados de nuevo para el año 1997 y se encontró que los efectos en los precios eran menores (así mismo el porcentaje de incremento era menor). La diferencia en los resultados se explica por la composición de trabajadores entre quienes ganan el mínimo y por encima de él, así como por la importancia relativa de la remuneración a la mano de obra en los costos de la firma.

MacDonald y Aaronson (2006) utilizaron microdatos de la base de información con la que se calcula el componente *food away from home* del índice de precios al consumidor de los Estados Unidos. La información consta de precios de más de 7.500 ítems de comida ofrecidos en más de

⁷ Basado en la matriz insumo-producto de 1992 construida por el *Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce*.

⁸ Los efectos de difusión (*spillover effects*), en Lee, Schluter y O'Roark (2000, p. 2) se presentarían si los empleadores incrementan los salarios de los trabajadores que ganan un poco más que el anterior salario mínimo para mantener las diferencias salariales entre grupos de trabajadores. También se pueden dar cuando el salario más bajo que pagan las firmas es superior al mínimo e incrementan dicho piso para mantener la prima.

1.000 establecimientos ubicados en las 81 unidades muestrales encuestadas por el *Bureau of Labor Statistics* (BLS). La muestra escogida fue bimestral y correspondió al período comprendido entre enero de 1995 y diciembre de 1997, el cual abarca dos incrementos en el salario mínimo que ocurrieron en New Jersey.

El análisis de los datos reveló generalidades importantes sobre los precios en los restaurantes en Estados Unidos. Para comenzar, se observó una estabilidad notoria en su nivel de precios durante el período muestral: 86,6% de los precios permanecieron inalterados cada bimestre. También se observó una tendencia importante a aumentar los precios en los períodos en que tuvo lugar un incremento en el salario mínimo. En los establecimientos de ‘servicio limitado’, donde fue más notoria esta respuesta, 22,6% de los establecimientos aumentaron sus precios ante aumentos del salario mínimo, mientras que 11,4% de ellos los incrementó en meses en los que no hubo incremento. En el caso de los restaurantes de ‘servicio completo’ las fracciones que modificaron sus precios al alza fueron 10,8% y 11,2%, respectivamente⁹.

Adicionalmente, MacDonald y Aaronson (2006) encontraron que los cambios de precios no se hacen de forma continua sino periódica, que no hay sincronización en dichos cambios y que un establecimiento no varía los precios de todos sus productos al mismo tiempo. Más aún, existen valores particulares alrededor de los cuales tienden a concentrarse los precios y los establecimientos se muestran reacios a modificar precios de productos una vez toman dichos valores.

Para analizar la transmisión de los incrementos del salario mínimo a los precios utilizaron dos modelos empíricos. El primero sugiere que el efecto contemporáneo en los precios de la comida fuera del hogar, en todo tipo de establecimiento (LS y FS), ante aumentos de 10% en el salario mínimo es 0,33%. Cuando, además del cambio contemporáneo, se incluye un adelanto y un rezago del aumento en el salario mínimo la respuesta total estimada fue cercana a 0,728% ante un incremento de 10% en el salario mínimo. Cuando se discrimina entre LS y FS las respuestas de los precios son mayores en los primeros. Al discriminar por regiones de salarios altos y bajos se encontró que el impacto de los cambios en el salario mínimo es más fuerte en regiones de salarios bajos.

El segundo modelo empírico aborda la formación de precios. Se trata de un modelo *logit* que verifica los determinantes de la probabilidad de que un establecimiento suba el precio de alguno

⁹ Los empleados de establecimientos de servicio completo probablemente devengan un salario superior al salario mínimo.

de sus ítems en un bimestre determinado. El modelo estimado sugiere que los cambios en el precio de los bienes se hacen más probables cuando hay incrementos en el salario mínimo. Este efecto se acentúa en áreas donde hay una mayor proporción de mano de obra que recibe el salario mínimo. Este modelo confirma la tendencia de concentración de los precios en valores particulares y revela que las disminuciones de precios recientes hacen más probable un incremento en el precio de un artículo particular, mientras que sucede lo opuesto frente a incrementos recientes del mismo.

2.1 Flexibilidad, constancia y rigidez de precios: una digresión

En un esquema tradicional de oferta y demanda, el modelo neoclásico supone que, ante choques de oferta o demanda, los precios se ajustan para garantizar que el mercado se vacíe. Cuando esto sucede, se dice que los precios son flexibles¹⁰. En contraposición, cuando, por alguna causa¹¹ los precios no se ajustan para garantizar el equilibrio en el corto plazo se dice, dependiendo de la lentitud con la cual reaccionen, que son ‘pegajosos’ o rígidos¹².

A nivel microeconómico, la rigidez de precios ha sido estudiada ampliamente. Evidencia ha sido presentada, entre muchos otros, por Levy, Dutta y Bergen (2002), y Levy, Bergen, Dutta y Venable (1997) quienes sugieren la existencia de precios rígidos en mercados particulares y estiman la magnitud de los costos de menú. Recientemente, en Colombia Julio y Zárate (2008) utilizaron la base de datos del Índice de Precios al Productor (IPP) en Colombia para presentar evidencia de rigidez de precios. Sus resultados sugieren que los precios de productores e importadores permanecen constantes 5,5 meses en promedio y que la rigidez de precios se incrementa con la reducción de la tasa de inflación, hecho éste que va en línea con los principales hallazgos que registra la literatura (véase Taylor, 1999) y con lo encontrado por Cecchetti (1984) para el caso de salarios.

Basados en encuestas directas a las firmas, Blinder (1994) para Estados Unidos, Hall, Walsh y Yates (2000) para el Reino Unido y Apel, Friberg y Hallsten (2005) para Suecia también

¹⁰ Según el modelo neoclásico, el ajuste se produce en el corto plazo.

¹¹ Apel, Friberg y Hallsten (2005) presentan entre las causas: la existencia de contratos implícitos, costos “perezosos”, contratos explícitos, curvas de demanda quebradas, costos de financiación contra-cíclicos, restricciones de liquidez, umbrales de precios, movimientos de la clientela, desviaciones de colusiones implícitas, costos de menú, costos de recolección de información, etc. Según Misas, López y Parra (2009) en Colombia las firmas encuestadas por ellos identificaron en su orden: costos “perezosos”, contratos implícitos y explícitos, calidad del producto, fallas de coordinación, información irregular, etc.

¹² Las implicaciones macroeconómicas de la rigidez de precios y su pertinencia ha sido discutida profusamente, entre otros, por Ball y Mankiw (1994) e introducida de diversas formas en los modelos macroeconómicos (véanse por ejemplo, Calvo 1983; Taylor 1980).

presentan evidencia de precios rígidos. El primero, sugiere que las ‘fallas de coordinación’ parecen ser la razón más importante para la existencia de las rigideces de precios. Hall, Walsh y Yates (2000) sugieren que la regla de fijación de precios con ‘dependencia de tiempo’ parece ser la de mayor prevalencia¹³; en tal sentido, afirman que la empresa mediana ajusta sus precios una vez al año; este resultado es similar al que se obtiene más adelante en el Cuadro 4. Añaden también Hall, Walsh y Yates (2000) que las firmas que tienen costos marginales constantes no modifican sus precios ante cambios en la demanda mientras que las firmas que lo hacen con base en costos cambian sus precios si se llegan a presentar variaciones de los precios de las materias primas, el agua, o algún otro costo. Apel, Friberg y Hallsten (2005) presentan evidencia en el mismo sentido, aunque para ellos la regla de mayor prevalencia es la regla de fijación de precios ‘dependiente del estado de la economía’. Para el caso de Colombia, Misas, López y Parra (2009) concluyen que en materia de revisión de los determinantes de los precios “la mayoría de las firmas colombianas emplean reglas tiempo dependientes en momentos en que la economía se encuentra estable. Esto es cierto para empresas que perciben poca competencia en su entorno. Entre tanto, en períodos de turbulencia económica, las firmas siguen reglas estado dependientes”. Por su parte, Julio, Zárate y Hernández (2009) sugieren que ambas reglas de fijación de precios son utilizadas por los comerciantes al por menor.

Sobre estas reglas, Hall, Walsh y Yates (2000, pie de página 12) señalan: “De hecho es difícil creer que todos aquellos que fijan sus precios con base en una regla dependiente en el tiempo, no revisarían o cambiarían sus precios en respuesta a un evento, si está asociado con un cambio lo suficientemente dramático en el estado o el ambiente”. Adicionalmente, se deben tener en cuenta dos elementos. En primer lugar, la regla de revisión (fijación) de precios dependiente del tiempo será utilizada por las firmas en su lapso favorito, el que más conocen, sobre el cual tienen información acerca de los choques (que en buena medida pueden anticipar) y sus características. En consecuencia, las firmas, mirando hacia adelante, determinan los precios y los dejan fijos a menos que ocurran hechos no anticipados en cuanto a su naturaleza y magnitud. En segundo lugar, la regla de revisión de los determinantes de los precios basada en el tiempo no sugiere que

¹³ En los términos de Apel, Friberg y Hallsten (2005), existen dos principales enfoques para modelar los ajustes de precios cuando los cambios son costosos: regla de precios dependiente del tiempo y regla de precios dependiente del estado de la naturaleza. Cuando una firma establece sus precios siguiendo la primera regla, los cambios operan a ciertos intervalos de tiempo. Dichos intervalos pueden ser exógenos (fijos) como en los modelos de precios no sincronizados o escalonados (*staggered*) desarrollados por Taylor (1980) o estocásticos como en los modelos de Calvo (1983). La regla de precios dependiente del estado de la economía sugiere que los precios óptimos son contingentes al estado del mundo; así, el precio será ajustado cuando la desviación entre el precio vigente y el precio óptimo sea lo suficientemente grande como para hacer que el beneficio de cambiarlo sea superior al costo del ajuste.

las firmas van a cambiar sus precios cada cierto tiempo aun cuando las condiciones económicas no hayan cambiado o no se hayan presentado choques de ninguna índole. Este comportamiento reflejaría inconsistencia dinámica (Kydland y Prescott, 1977) por parte de las firmas y querría decir que alguno de los dos precios, el anterior o el nuevo, es incompatible con la maximización de beneficios.

El hecho de que los precios permanezcan constantes durante un tiempo no es síntoma de rigidez. Para hablar de esta propiedad de los precios, es preciso tener conocimiento de los choques que enfrentan las firmas. Así, es posible que un precio permanezca fijo por un período prolongado debido a que la firma no ha enfrentado choques que la hagan introducir cambios. Cuando la firma se enfrenta a choques de alguna magnitud y aún así los precios del bien no se modifican, entonces sí podría decirse que el precio del producto es rígido. Por otro lado, cuando el precio del producto varía de manera importante ante cambios en las condiciones que los productores juzguen como un choque, se tiene un indicador de flexibilidad de dicho precio. Cuando se está estudiando el comportamiento de los precios y no se tiene conocimiento de los choques (como el aumento del salario mínimo en nuestro caso) ni de su distribución, debemos referirnos a ‘constancia’ de precios más que a ‘rigidez’ de los mismos. Es por esta razón que en este trabajo estimamos el efecto en precios de un cambio en el salario mínimo.

3. Datos y regularidades

3.1. Información agregada

Aunque la información base de este trabajo no son los índices de los precios, en esta sub-sección se presenta la evolución de algunos de ellos a lo largo del período muestral con el propósito de enmarcar el comportamiento de los precios de las CFH y su respuesta a los cambios en el salario mínimo, cuya evolución también se incluye.

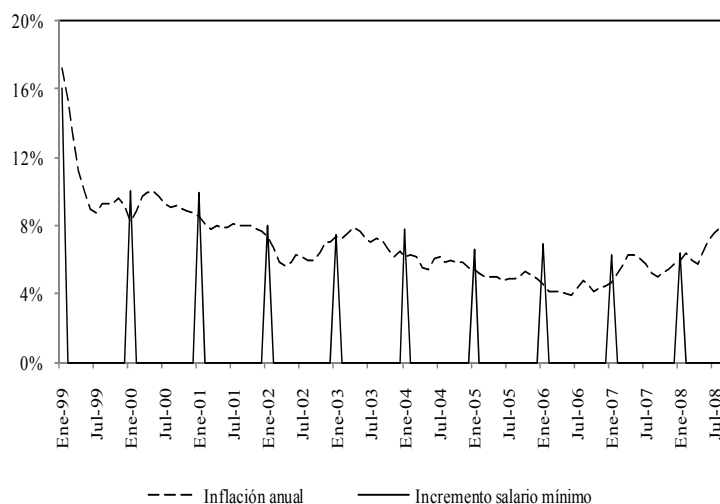
El Gráfico 1 muestra la inflación anual y el incremento del salario mínimo mensual desde enero de 1999 hasta agosto de 2008. Se observa, corroborando lo que se había señalado en la introducción, que el aumento del salario mínimo nominal se produce de manera regular al comienzo de cada año y que ha sobrepasado, la mayoría de las veces, la inflación observada¹⁴. Excepto por el aumento realizado en 1999, los demás aumentos del salario mínimo mensual han superado la inflación observada al comienzo de cada año. El incremento promedio del primero,

¹⁴ Esto es consistente con el hecho que el salario mínimo ha aumentado en términos reales.

entre enero de 1999 y agosto de 2008, fue 8,5% mientras que el de la inflación fue 6,9%. De esta manera, el incremento promedio del salario mínimo ha sido superior a la inflación en 1,3% anual.

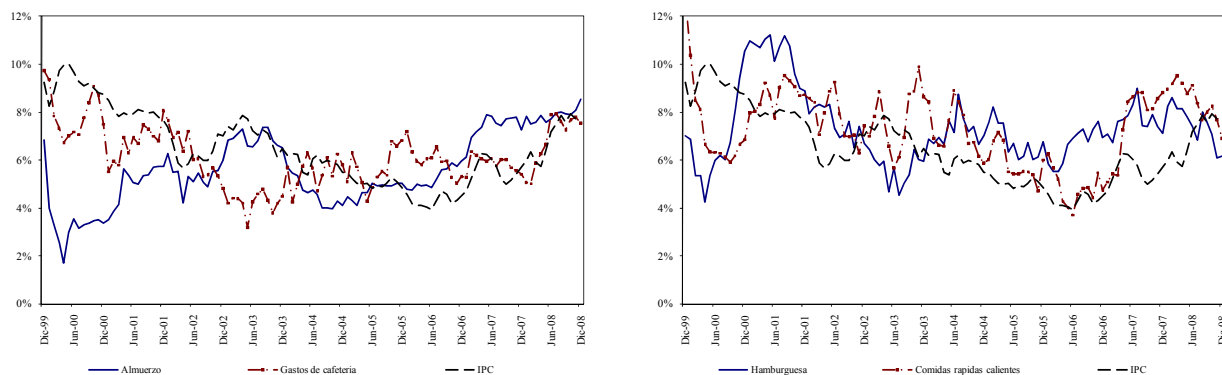
El Gráfico 2, por su parte, muestra la variación de los precios de almuerzos, gastos en cafetería, hamburguesas y comidas rápidas calientes en frecuencia anual acompañados de la inflación. Se puede apreciar una mayor volatilidad en los distintos productos que componen el rubro de CFH que en la inflación total. Sin embargo, lo más claro es que todas ellas han fluctuado entre 4% y 8% la mayor parte del tiempo.

Gráfico 1. Inflación anual medida con base en el IPC y variación del salario mínimo mensual



Fuente: DANE y Banco de la República-Sección de Inflación. Ministerio de la Protección Social. Cálculos de los autores.

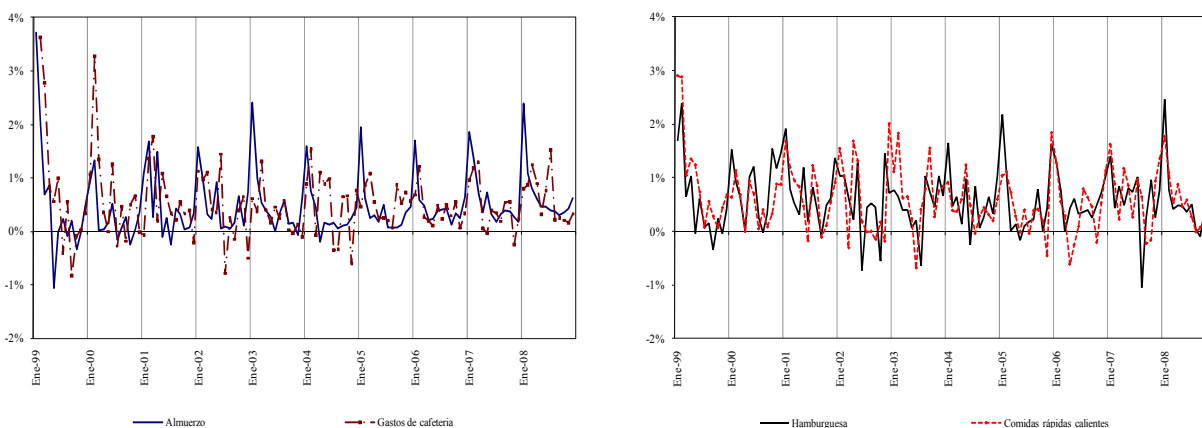
Gráfico 2. Variación anual del índice de precios de almuerzo, gastos de cafetería, Hamburguesas, comidas rápidas calientes y precios al consumidor (IPC)



Fuente: DANE y Banco de la República –Sección de Inflación. Cálculos de los autores.

En el Gráfico 3, se presenta la variación mensual de los precios; se observa allí, una fuerte estacionalidad en los meses de enero y febrero, que es justamente cuando se presenta el aumento del salario mínimo nominal en Colombia. Estos resultados sugieren que los precios, por lo menos a nivel de renglón del IPC, no exhiben mayor constancia a lo largo del período muestral. De igual manera, se observa que las variaciones de precios han sido fundamentalmente al alza y que, en general, han sido inferiores a 2% mensual. En la sección siguiente se detallarán algunas características de los precios de cada uno de los artículos analizados en cuanto a su periodicidad de cambio y la magnitud porcentual del mismo.

Gráfico 3. Variación mensual del índice de precios de almuerzos, gastos de cafetería, hamburguesas y comidas rápidas calientes



Fuente: DANE y Banco de la República – Sección de Inflación. Cálculos de los autores.

3.2. Variaciones de precios de la comida fuera del hogar

La información básica de esta investigación consiste en un panel de precios de los productos, a nivel de establecimiento y ciudad, construido con base en la información utilizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) para generar el índice correspondiente al subgrupo CFH de la canasta del IPC-1998 perteneciente al grupo de alimentos. El período muestral comprende desde enero de 1999 a agosto de 2008. Las ciudades cabeza de los distritos o áreas metropolitanas utilizadas para la construcción del IPC son: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales, Pasto, Pereira, Cúcuta, Cartagena, Montería, Neiva y Villavicencio.

Además de capturar el paso del salario mínimo a los precios de los almuerzos, las hamburguesas, los gastos en cafetería y las comidas rápidas calientes, individualmente y en

conjunto en lo que en este trabajo se denominan CFH¹⁵, para efectos de comparación, esta investigación también estima la transmisión a los precios correspondientes a calzado, muebles, vestuario y servicios profesionales de la salud¹⁶.

El Cuadro 1A contiene el número de precios tomados de cada tipo de establecimiento durante el período muestral. Se observa allí que, en lo que se refiere a CFH, la mayor cantidad de precios proviene de ‘restaurantes o expendios de comidas preparadas en cadena’, ‘supermercados y almacenes privados’ y ‘almacenes o tiendas especializadas’¹⁷. Por ejemplo, los ‘restaurantes o expendios de comidas preparadas en cadena’ suministraron 8.855 precios a la muestra de almuerzos corrientes.

Cuadro 1A. Número de precios de comidas fuera del hogar provisto por tipo de establecimiento (fuente)

Artículo (variedad) →	Almuerzo		Hamburguesas	Comidas rápidas calientes			Gastos de cafetería		Total
	Almuerzo corriente	Almuerzo especial		Pizza	Combos	Perro Caliente	Tinto	Jugo natural	
Supermercados y almacenes privados	2.070	690	920	805	230	920	1.265	2.875	9.775
Cajas de compensación, cooperativas, fondos de empleados y comisaratos	115	115	115	115	0	115	115	115	805
Almacenes o tiendas especializadas	115	230	230	115	115	0	1.265	575	2.645
Restaurantes o expendios de comidas preparadas en cadena	8.855	7.245	6.670	2.645	2.530	1.035	2.875	7.245	39.100
Otros establecimientos, incluye viviendas en arrendamiento	0	0	0	0	0	0	115	0	115
Total	11.155	8.280	7.935	3.680	2.875	2.070	5.635	10.810	52.440

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

¹⁵ El ítem de “almuerzos” tiene como variedades: “almuerzo corriente” y “almuerzo especial”; el de “hamburguesas” no tiene ninguna desagregación; el de “comidas rápidas calientes” incluye: “pizza”, “combos” y “perros calientes”; - y, finalmente, el de “gastos de cafetería” incluye gastos en “tinto” y en “jugos naturales”.

¹⁶ Los ítems incluidos en calzado suman 0,83% del IPC, los incluidos en vestuario suman 1,79%, los de muebles suman 0,37% del IPC y los de servicios profesionales de la salud 1,17%. El ítem de “vestuario” incluye: “camisas para hombre”, “pantalones” y “ropa interior”; en “calzado” se incluyen “calzado para hombre” y “calzado deportivo”; en “muebles” se agrupan: “salas”, “comedores” y “alcobas”; y, finalmente, en “servicios profesionales de salud” se incluyen “consulta médica general” y “servicio de medicina especializada”. Los cuadros 1A a 1C muestran la manera como está constituido el panel de precios de productos vendidos en los establecimientos, desagregado por tipo de fuente. Esta base de datos también fue suministrada amablemente por el DANE de la información que utiliza para calcular el IPC.

¹⁷ En rigor, este tipo de establecimientos suministró mucha más información de precios de almuerzos corriente. Sin embargo, para este trabajo se eliminaron los precios de almuerzos corrientes vendidos en un tipo de establecimiento particular en los que, en al menos un mes, se perdía continuidad. De esta manera, el panel de información resultó balanceado.

Los ‘almacenes o tiendas especializadas’ constituyen la principal fuente de información para calzado, vestuario y muebles según se observa en los Cuadros 1B y 1C. Se observa, además, que para el caso de servicios profesionales de la salud, la información proviene, en su mayoría, de ‘establecimientos especializados - prestación de servicios’.

La información de los establecimientos que integran el subgrupo de CFH tiene frecuencia mensual a diferencia de los otros subgrupos en los que la frecuencia de recolección es trimestral. Esta última información se obtiene bajo tres patrones de recolección dependiendo del mes en que esto tenga lugar, así: el patrón 1 encuesta los establecimientos y registra los precios el primer mes de cada trimestre, el patrón 2 registra información capturada el segundo mes del trimestre y, finalmente, el patrón 3 contiene información del precio de los productos a partir de entrevistas realizadas a los establecimientos el último mes de cada trimestre.

Cuadro 1B. Número de precios de otras industrias provisto por tipo de establecimiento (fuentes)

Artículo (variedad) →	Calzado			Vestuario			
	Calzado para hombre	Calzado deportivo	Total	Camisas para hombre	Pantalones	Ropa interior	Total
Supermercados y almacenes privados	518	259	777	814	1.591	2.553	4.958
Cajas de compensación, cooperativas, fondos de empleados y comisariatos	0	0	0	111	111	111	333
Almacenes o tiendas especializadas	9.546	4.366	13.912	4.477	7.548	7.104	19.129
Hipermercados	0	0	0	37	37	111	185
Total	10.064	4.625	14.689	5.439	9.287	9.879	24.605

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Cuadro 1C. Número de precios de otras industrias provisto por tipo de establecimiento (fuentes)

Artículo (variedad) →	Muebles				Servicios profesionales de salud		
	Sala	Comedor	Alcoba	Total	Consulta médica general	Medicina especializada	Total
Cajas de compensación, cooperativas, fondos de empleados y comisariatos	37	74	74	185	0	0	0
Tiendas de barrio no especializadas	74	37	37	148	0	0	0
Almacenes o tiendas especializadas	4.699	4.847	4.847	14.393	0	0	0
Establecimientos especializados – prestación de servicios	0	0	0	0	8.658	10.360	19.018
Total	4.810	4.958	4.958	14.726	8.658	10.360	19.018

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

El Cuadro 2 contiene información asociada a los cambios porcentuales de precios de las CFH y de los productos que integran este rubro del IPC, en cada trimestre del año, entre enero de 1999 y agosto de 2008. Tiene tres paneles: el superior, muestra algunas características de los aumentos

de precios; el intermedio, las correspondientes a las disminuciones, y el de la parte baja, las de los cambios de precios promedio. El panel superior (intermedio) tiene la siguiente información: en primer lugar, la proporción de artículos que subieron (bajaron) de precio por trimestre; en segundo lugar, la magnitud promedio del aumento (disminución) porcentual; y, en tercer lugar, la distribución de los precios de los productos que tuvieron cambios entre 0%-2%; 2,01%-6%; 6,01%-10%; e iguales o mayores que 10,01%. El panel inferior, muestra solamente el cambio promedio de los precios por trimestre.

En primer lugar, se observa la existencia de asimetrías importantes, ya que las proporciones de artículos que aumentaron sus precios son mayores que las de los artículos que los redujeron en todos los trimestres. Las disminuciones porcentuales de precios son, en general, mayores que los incrementos pero, como se acaba de advertir, la proporción de artículos que reducen su precio es menor que la proporción de cuantos lo aumentan. Tanto en incrementos como en disminuciones, la moda en la variación de precios supera el 10%. Esto último pareciera indicar que, por alguna razón, una buena proporción de artículos posponen sus cambios de precios en el curso del año para hacer un solo ajuste. Sin embargo, como señalamos antes, esta es una condición necesaria, pero no suficiente, para hablar de rigidez de precios ya que no tenemos, hasta este momento, información sobre los choques que enfrentan las firmas que producen comidas para ser consumidas, fuera de su hogar, por los clientes.

En el Cuadro 2 se observa que es durante el primer trimestre cuando se presenta, en proporción, el mayor número de incrementos de precio (35,86%); sin embargo, aunque está muy cerca del aumento promedio, el incremento promedio de precio en el período (9,89%) no es el más alto de cuantos se producen en los cuatro trimestres del año. Se observa también que el incremento de mayor frecuencia en todos los trimestres es superior a 10%. En efecto, 35,49% de los precios de las CFH tuvieron incrementos superiores a 10% y la menor frecuencia (3,71%) correspondió a incrementos entre 0 y 2%. En general, para las CFH se encuentra que los mayores incrementos (superiores a 10%) tienen mayor frecuencia a lo largo del año.

Las reducciones de precios de las CFH, que se observan en el panel intermedio, oscilan entre 3,05% y 3,89% a lo largo del año. La disminución promedio fluctúa entre 11,69% y 14,11%, lo cual es consistente con el hecho de que las reducciones de precio de mayor frecuencia superan el diez por ciento. El resultado de estos movimientos hacia arriba y hacia abajo implica un cambio promedio de precios de 3,19% en el primer trimestre. En los trimestres restantes, el cambio promedio de los precios de las CFH es cercano a 1,4%.

Cuadro 2. Regularidades asociadas a los cambios de precios de comidas fuera del hogar

Variable	Artículo	Trimestre			
		1	2	3	4
INCREMENTOS PROMEDIO DE PRECIOS POR TRIMESTRE					
Proporción de variedades que incrementaron sus precios	Comida fuera del hogar	35,86	20,13	16,89	17,77
	Almuerzos	39,60	21,97	16,55	16,48
	Hamburguesas	42,03	20,97	22,44	24,37
	Comidas rápidas calientes	41,23	23,96	22,34	24,40
	Gastos de cafetería	25,64	15,55	11,74	12,64
Incremento promedio	Comida fuera del hogar	9,89	10,66	10,12	9,90
	Almuerzos	8,42	8,93	8,91	8,28
	Hamburguesas	8,65	8,98	8,42	8,98
	Comidas rápidas calientes	9,33	9,74	8,17	8,90
	Gastos de cafetería	14,01	15,40	15,68	14,27
Distribución del incremento porcentual					
0 %– 2 %	Comida fuera del hogar	3,71	5,88	7,97	5,94
	Almuerzos	3,27	5,12	5,92	4,12
	Hamburguesas	4,98	8,76	11,80	8,81
	Comidas rápidas calientes	6,23	5,87	7,19	5,63
	Gastos de cafetería	1,41	2,70	3,49	2,46
2%- 6%	Comida fuera del hogar	30,26	26,54	35,29	33,55
	Almuerzos	32,87	29,08	39,58	41,22
	Hamburguesas	35,63	32,49	37,42	35,90
	Comidas rápidas calientes	33,77	20,72	25,27	20,72
	Gastos de cafetería	18,28	13,94	18,07	18,03
6% – 10%	Comida fuera del hogar	30,53	27,34	22,12	26,55
	Almuerzos	38,18	34,20	25,40	30,05
	Hamburguesas	28,74	29,26	24,72	25,85
	Comidas rápidas calientes	28,38	15,33	10,78	14,85
	Gastos de cafetería	19,80	17,54	17,86	20,49
10% <	Comida fuera del hogar	35,49	40,23	34,62	33,96
	Almuerzos	25,68	31,60	29,10	24,60
	Hamburguesas	30,65	29,49	26,06	26,43
	Comidas rápidas calientes	31,62	22,63	14,97	17,96
	Gastos de cafetería	60,51	65,82	60,57	59,02
DISMINUCIONES PROMEDIO DE PRECIOS POR TRIMESTRE					
Proporción de variedades que disminuyeron sus precios	Comida fuera del hogar	3,05	3,89	3,46	3,54
	Almuerzos	2,70	3,89	3,02	3,11
	Hamburguesas	2,68	3,43	2,85	4,19
	Comidas rápidas calientes	3,51	4,98	4,87	4,00
	Gastos de cafetería	3,42	3,54	3,54	3,50
Disminución promedio	Comida fuera del hogar	11,69	12,66	12,23	14,11
	Almuerzos	9,46	10,00	11,24	11,39
	Hamburguesas	11,31	15,34	11,86	12,73
	Comidas rápidas calientes	10,97	11,20	9,51	17,38
	Gastos de cafetería	14,30	15,93	15,34	15,81
Distribución de la disminución porcentual					
0 %– 2 %	Comida fuera del hogar	8,24	10,15	15,07	9,86
	Almuerzos	14,63	9,14	8,78	7,75
	Hamburguesas	6,00	14,08	17,54	17,95
	Comidas rápidas calientes	9,86	18,31	35,21	80,45
	Gastos de cafetería	6,12	35,56	30,97	22,42
2%- 6%	Comida fuera del hogar	23,14	19,36	14,85	15,14
	Almuerzos	22,76	26,90	16,22	19,72
	Hamburguesas	44,00	16,90	24,56	20,51
	Comidas rápidas calientes	29,58	42,25	28,17	15,49
	Gastos de cafetería	26,53	17,78	16,67	30,15
6% – 10%	Comida fuera del hogar	19,41	18,98	19,65	14,91
	Almuerzos	20,33	24,37	31,08	17,61
	Hamburguesas	12,00	9,86	7,02	3,85
	Comidas rápidas calientes	22,54	45,07	28,17	18,31
	Gastos de cafetería	42,86	22,22	23,81	24,74
10% <	Comida fuera del hogar	49,20	51,50	50,44	60,09
	Almuerzos	42,28	39,59	43,92	54,93
	Hamburguesas	38,00	59,15	50,88	57,69
	Comidas rápidas calientes	38,03	52,11	57,75	71,83
	Gastos de cafetería	24,49	24,44	28,57	22,68
CAMBIO NETO PROMEDIO DE PRECIOS POR TRIMESTRE					
Cambio promedio neto	Comida fuera del hogar	3,19	1,65	1,29	1,26
	Almuerzos	3,08	1,57	1,14	1,01
	Hamburguesas	3,33	1,36	1,55	1,66
	Comidas rápidas calientes	3,46	1,77	1,36	1,48
	Gastos de cafetería	3,10	1,83	1,30	1,25

Fuente: DANE. Cálculos de los autores.

En lo que se refiere al renglón de almuerzos (corriente y especial), en el Cuadro 2 se observa que es de nuevo en el primer trimestre cuando aumenta la mayor proporción de precios, situación que es similar para hamburguesas, comidas rápidas calientes y gastos en cafetería. En general, los incrementos de los precios de hamburguesas, comidas rápidas y gastos de cafetería han sido similares en cuanto a proporciones, distribuciones y magnitudes de los incrementos. Lo que parecen sugerir las distribuciones de incrementos y disminuciones de precios cada trimestre es que los establecimientos sí modifican los precios de los productos que venden y que están más dispuestos a modificarlos al alza que a la baja, algo que ya habíamos señalado al analizar el Gráfico 3. Finalmente, es importante tener en cuenta que los cambios netos en los precios (panel inferior) están en sintonía con la inflación de estos artículos (Gráficos 2 y 3).

Los Cuadros 3 y 4 muestran el número de establecimientos que suministraron información sobre los productos, sus precios y sus variaciones a lo largo del período muestral para el caso de CFH. Los 525 establecimientos que aparecen allí totalizados, suministraron la información continua que permitió construir el panel balanceado utilizado para todos los cálculos y estimaciones de este trabajo.

En el Cuadro 3 se registra el número de veces (o de meses) que, entre los años 2000 y 2007, los establecimientos subieron los precios de los artículos o los bajaron. Así, por ejemplo, hubo 113 establecimientos que redujeron sus precios una vez y ocho que lo incrementaron solo una vez. A su turno, 78 establecimientos redujeron el precio de los productos de CFH en dos oportunidades únicamente, mientras que 20 los subieron igual número de veces. De acuerdo con el Cuadro 3, un 50% de los establecimientos incrementó sus precios hasta 8 veces durante ese período¹⁸. Así mismo, se evidencia que la frecuencia de aumentos en precios es mayor que la frecuencia de disminuciones de precios (el Gráfico 3 muestra este mismo resultado); por ejemplo, existe un establecimiento que aumentó sus precios hasta 52 veces mientras que existe otro que los disminuyó máximo 20 veces en el período.

Complementando lo anterior, está el Cuadro 4. Allí se registra que un establecimiento (de los 525 del panel) dejó inalterado sus precios 24 meses (no necesariamente continuos) durante el período de análisis; los demás meses (72, no necesariamente continuos) los varió. Otro establecimiento dejó sus precios constantes 42 meses y los varió durante 54. La mitad de los establecimientos mantuvieron constantes sus precios entre 86 y 87 meses (no necesariamente

¹⁸ La fila correspondiente a cero (Número de veces igual a cero) tiene un significado especial. Así, 203 establecimientos no disminuyeron sus precios; esto es, los mantuvieron constantes o los aumentaron. En el mismo sentido, dos establecimientos nunca incrementaron sus precios: los bajaron o los mantuvieron constantes.

continuos) de los 96 meses del período muestral y los modificaron entre 9 y 10 veces. Es decir, la firma mediana modificó sus precios al menos una vez al año. Las demás lo hicieron más veces.

Sin embargo, de estas estadísticas sobre el número de meses que los establecimientos dejan sus precios constantes no se pueden hacer conjeturas sobre la rigidez o flexibilidad de los precios de las CFH. Para poder hacerlo, se requerirían al menos los dos primeros momentos de la distribución de choques (magnitud promedio y desviación estándar) que enfrenta esta industria. Alternativamente, se puede analizar la relación de los cambios de precios de las CFH ante cambios en los precios de insumos como se hace en la sección 4.

Cuadro 3. Frecuencia de aumentos y disminuciones de precios de CFH entre 2000 y 2007

Número de veces (meses)	Disminuciones		Incrementos	
	Número de establecimientos	%	Número de establecimientos	%
0	203	38,8%	2	0,4%
1	113	21,6%	8	1,5%
2	78	14,9%	20	3,8%
3	45	8,6%	29	5,5%
4	25	4,8%	46	8,8%
5	13	2,5%	60	11,4%
6	16	3,1%	51	9,7%
7	9	1,7%	44	8,4%
8	6	1,1%	48	9,1%
9	3	0,6%	41	7,8%
10	5	1,0%	23	4,4%
11	1	0,2%	24	4,6%
12	1	0,2%	13	2,5%
13	1	0,2%	27	5,1%
14	4	0,8%	23	4,4%
15	0	0,0%	14	2,7%
16	0	0,0%	14	2,7%
17	0	0,0%	9	1,7%
18	0	0,0%	12	2,3%
19	1	0,2%	4	0,8%
20	1	0,2%	5	1,0%
22	0	0,0%	1	0,2%
25	0	0,0%	1	0,2%
26	0	0,0%	1	0,2%
30	0	0,0%	1	0,2%
32	0	0,0%	1	0,2%
33	0	0,0%	1	0,2%
45	0	0,0%	1	0,2%
52	0	0,0%	1	0,2%
Total	525	100,0%	525	100,0%

Fuente: DANE-Cálculos de los autores

Cuadro 4. Frecuencia de no variación de precios de CFH entre 2000 y 2007

Número de veces (meses)	Constantes	
	Número de establecimientos	%
24	1	0,2%
42	1	0,2%
52	1	0,2%
53	1	0,2%
54	1	0,2%
56	2	0,4%
62	1	0,2%
63	1	0,2%
65	2	0,4%
67	1	0,2%
68	1	0,2%
69	1	0,2%
70	2	0,4%
71	3	0,6%
72	7	1,3%
73	1	0,2%
74	5	1,0%
75	5	1,0%
76	11	2,1%
77	8	1,5%
78	13	2,5%
79	11	2,1%
80	23	4,4%
81	16	3,0%
82	23	4,4%
83	16	3,0%
84	26	5,0%
85	16	3,0%
86	36	6,9%
87	35	6,7%
88	41	7,8%
89	39	7,4%
90	52	9,9%
91	42	8,0%
92	32	6,1%
93	25	4,8%
94	15	2,9%
95	6	1,1%
96	2	0,4%
Total	525	100,0%

Fuente: DANE-Cálculos de los autores.

3.3. Variaciones de precios de otros subgrupos (otras industrias): calzado, vestuario, muebles y servicios profesionales.

Como ya se ha señalado, la estimación de la transmisión del salario mínimo a los precios se efectúa para otras industrias como calzado, vestuario, muebles y servicios profesionales para comparar los resultados con los obtenidos para las CFH.

El Cuadro 5 contiene información análoga a la presentada en el Cuadro 2 para los precios de los rubros que componen el subgrupo de CFH. Se observa que, salvo por el ítem de servicios profesionales de salud, la proporción de incrementos de precios se distribuye de manera homogénea a lo largo del año. Al igual que el caso de las CFH, se observa alguna variabilidad en los precios de estos artículos. Uno de los hechos más llamativos es la alta participación que tienen los incrementos de precios superiores a 10% de ‘servicios profesionales de la salud’: más de 64% de los incrementos de precios superaron ese umbral¹⁹. Como resultado de lo anterior, los incrementos de precios inferiores a 10% tienen menor participación. En general, se observa en el Cuadro 5 que los aumentos de precios son de mayor magnitud que las disminuciones, a diferencia de los resultados de CFH; finalmente, la proporción de variedades que disminuyeron sus precios es también menor que la que los aumentos, con relación a las CFH.

4. Respuestas de precios a los aumentos en el salario mínimo

Siguiendo a Aaronson, French y MacDonald (2005) se puede, mediante una especificación sencilla, generar un camino para relacionar el salario mínimo con el precio de las CFH²⁰. Ésta se puede producir con una tecnología tipo CES tal como: $Q = [bK^\rho + (1-b)L^\rho]^{\frac{1}{\sigma}}$, $0 < b < 1$, $-\infty < \rho < 1$, donde la producción depende del trabajo (que recibe como pago el salario mínimo) y de insumos diferentes al trabajo; la elasticidad de sustitución entre los insumos igual a $\sigma = 1/1 - \rho$. En logaritmos, las condiciones de primer orden del proceso de maximización de beneficios son:

$$\ln b + \frac{1}{\sigma} \ln Q - \frac{1}{\sigma} \ln K = \ln r - \ln p$$

$$\ln(1-b) + \frac{1}{\sigma} \ln Q - \frac{1}{\sigma} \ln L = \ln w - \ln p$$

¹⁹ Algo similar a lo sucedido con “gastos de cafetería” en el caso de CFH (ver Cuadro 2).

²⁰ El apéndice contiene un modelo de equilibrio general estándar en el que se genera un vínculo entre el cambio en el precio de un insumo y el precio del bien. El modelo sigue de cerca a Aaronson, French y MacDonald (2005).

Cuadro 5. Regularidades asociadas a los cambios de precios de otras industria

Variable	Artículo	Trimestre			
		1	2	3	4
INCREMENTOS PROMEDIO DE PRECIOS POR TRIMESTRE					
Proporción de variedades que incrementaron sus precios	Calzado	23,65	23,43	22,33	19,84
	Muebles	27,86	29,72	22,25	21,19
	Servicios profesionales de la salud	30,87	15,88	6,40	3,72
	Vestuario	19,45	25,38	19,31	21,02
Incremento promedio	Calzado	18,36	17,90	19,70	18,22
	Muebles	14,05	14,63	14,61	15,83
	Servicios profesionales de la salud	14,77	16,81	19,35	24,07
	Vestuario	12,93	12,63	12,39	11,89
Distribución del incremento porcentual					
0 %- 2 %	Calzado	11,12	8,28	10,40	11,00
	Muebles	9,12	11,24	12,42	14,62
	Servicios profesionales de la salud	0,70	2,45	5,74	1,16
	Vestuario	13,49	11,67	11,16	11,13
2%- 6%	Calzado	23,91	25,81	26,94	22,71
	Muebles	27,56	28,23	29,36	28,59
	Servicios profesionales de la salud	5,60	10,05	9,12	6,40
	Vestuario	30,93	31,10	30,97	34,26
6% - 10%	Calzado	19,76	17,42	19,05	20,73
	Muebles	20,94	22,40	18,07	18,18
	Servicios profesionales de la salud	29,76	19,36	11,15	12,79
	Vestuario	18,47	23,22	18,86	19,87
10% <	Calzado	45,21	48,49	43,61	45,56
	Muebles	42,38	38,12	40,15	38,60
	Servicios profesionales de la salud	63,94	68,14	73,99	79,65
	Vestuario	37,11	34,00	39,01	34,74
DISMINUCIONES PROMEDIO DE PRECIOS POR TRIMESTRE					
Proporción de variedades que disminuyeron sus precios	Calzado	11,03	12,47	11,95	10,75
	Muebles	10,86	13,62	12,76	12,51
	Servicios profesionales de la salud	1,53	2,35	1,88	1,99
	Vestuario	7,82	8,83	8,74	7,84
Disminución promedio	Calzado	12,79	13,51	13,63	14,22
	Muebles	12,24	13,98	10,22	10,87
	Servicios profesionales de la salud	19,65	16,78	16,16	17,00
	Vestuario	12,43	12,76	12,36	11,73
Distribución de la disminución porcentual					
0 %- 2 %	Calzado	17,77	15,96	12,88	13,02
	Muebles	16,20	9,96	17,29	14,51
	Servicios profesionales de la salud	5,63	15,70	11,49	8,70
	Vestuario	16,24	18,23	15,30	18,34
2%- 6%	Calzado	18,27	21,01	16,86	17,97
	Muebles	23,91	26,57	30,63	29,24
	Servicios profesionales de la salud	8,45	8,26	12,64	15,22
	Vestuario	25,43	24,19	26,58	26,44
6% - 10%	Calzado	15,99	15,15	17,10	19,01
	Muebles	18,77	18,82	16,63	16,74
	Servicios profesionales de la salud	16,90	7,44	14,94	10,87
	Vestuario	17,31	13,29	14,15	18,76
10% <	Calzado	47,97	47,88	53,16	50,00
	Muebles	41,13	44,65	35,45	39,51
	Servicios profesionales de la salud	69,01	68,60	60,92	65,22
	Vestuario	41,03	44,29	43,98	36,46
CAMBIO NETO PROMEDIO DE PRECIOS POR TRIMESTRE					
Cambio promedio	Calzado	2,93	2,51	2,77	2,09
	Muebles	2,58	2,44	1,95	1,99
	Servicios profesionales de la salud	4,26	2,27	0,93	0,56
	Vestuario	1,54	2,08	1,31	1,58

Fuente: DANE - Cálculos de los autores.

Mientras que las elasticidades respecto al salario de las demandas de insumos son:

$$\frac{d \ln Q}{d \ln w} - \frac{d \ln K}{d \ln w} = \sigma \left(-\frac{d \ln p}{d \ln w} \right) \quad \text{y} \quad \frac{d \ln Q}{d \ln w} - \frac{d \ln L}{d \ln w} = \sigma \left(1 - \frac{d \ln p}{d \ln w} \right)$$

Denotando las siguientes elasticidades como: $d \ln K/d \ln w = \mu$; $d \ln Q/d \ln w = -\tau$; $d \ln L/d \ln w = -\psi$; $d \ln Q/d \ln p = -\eta$, es posible expresar la elasticidad del precio al salario como:

$$\frac{d \ln p}{d \ln w} = \frac{d \ln Q/d \ln w}{d \ln Q/d \ln p} = \frac{\tau}{\eta}$$

De esta manera, se puede verificar que los cambios en el salario tienen un efecto en los precios de las CFH. Esto, a nivel de firma, depende del grado de competencia de la industria, de la participación del insumo en el proceso de producción y del grado de sustituibilidad entre insumos.

La especificación empírica que sirve de base para estimar el efecto del cambio en el salario mínimo sobre el precio de las CFH en frecuencia mensual está dada por²¹:

$$P_{i,k,t} = \alpha_0 + \alpha_1 sm_t + \alpha_2 sm_{t-1} + \alpha_3 sm_{t-2} + \alpha_4 sm_{t+1} + \alpha_5 sm_{t+2} + \alpha_6 IPPC_t + \alpha_7 IPPC_{t-1} + \alpha_8 IPAR_{i,k,t-1} + \alpha_9 IPAR_{i,k,t-2} + \alpha_{10} IPAR_{i,k,t-3} + \alpha_{11} IPAB_{i,k,t-1} + \alpha_{12} IPAB_{i,k,t-2} + \alpha_{13} IPAB_{i,k,t-3} \quad (1)$$

donde $P_{i,k,t}$ es el cambio porcentual (mensual) en el precio del artículo i vendido por el establecimiento k en el mes t , sm_t es el cambio porcentual en el salario mínimo en el período t , $IPPC_t$ es el cambio porcentual del índice de precios al productor de alimentos y bebidas, $IPAR_{i,k,t-1}$ es una interacción entre los cambios de precio en el período anterior y una variable *dummy* que toma el valor de 1 si en dicho período el precio del bien experimentó un movimiento al alza, en otro caso toma el valor de cero y $IPAB_{i,k,t-1}$ es una interacción entre los cambios de precio en el período anterior y una variable *dummy* que toma el valor de 1 si el precio del bien se redujo en dicho período, en otro caso toma como valor cero. El índice i identifica la variedad vendida por cada establecimiento que expende, en general, CFH y, en particular las variedades pertenecientes a los ítems de almuerzos, hamburguesas, comidas rápidas calientes y gastos en cafetería.

La variable $IPPC_t$ es una medida del choque en el precio de los insumos utilizados por los establecimientos. La importancia de las variables $IPAR$ e $IPAB$, además de mostrar la persistencia de los cambios de precios, está en que permiten controlar algún efecto asimétrico entre un aumento o una disminución anterior del precio; permite, así mismo, controlar por las promociones transitorias y por la posibilidad de que las firmas reversen un aumento de precios en

²¹ Esta especificación es la misma utilizada por Aaronson y MacDonald (2006).

la eventualidad de que los competidores no los alteren en la misma dirección (fallas de coordinación).

El Cuadro 6 muestra los coeficientes estimados correspondientes a la especificación (1), el cual permite verificar entonces la reacción de los precios de CFH ante un cambio en el salario mínimo²². Los parámetros que van de α_1 a α_3 son indicadores del grado de flexibilidad de los precios de las variedades o artículos analizados.

Según el Cuadro 6, los precios de las CFH y los artículos que componen este rubro responden no sólo en forma contemporánea a los cambios en el salario mínimo, que es cuando se produce la mayor reacción, sino también en forma adelantada y rezagada, una vez se controla por la memoria del precio respectivo y por las presiones de costos representadas por el componente de alimentos del índice de precios al productor contemporáneo y rezagado. A nivel de gasto básico, la mayor respuesta contemporánea la tienen los almuerzos, las hamburguesas y los gastos en cafetería. Con un mes de rezago, las mayores respuestas las tienen los gastos en cafetería y las comidas rápidas calientes. Esta prueba permite señalar entonces que los precios analizados reaccionan ante cambios en el salario mínimo y que dicha respuesta constituye un parámetro que involucra información sobre la elasticidad precio de la demanda de las CFH, la importancia del insumo (mano de obra de baja calificación) en los costos de las firmas que expenden CFH y la sustituibilidad de los factores de producción.

De acuerdo con los parámetros estimados, un incremento de 10% en el salario mínimo produce un incremento contemporáneo de 1,33% en las CFH²³ y el efecto total, incluyendo adelantos y rezagos, es 3,07%. Debido a la poca incertidumbre que existe sobre la época en la cual se va a producir el incremento al salario mínimo, los empresarios del sector anticipan al menos un mes dicho incremento. Estos resultados sugieren que los precios de las CFH reaccionan ante choques (cambios en el salario mínimo), pero, complementando esto con la información de los Cuadros 3 y 4, posiblemente no lo hacen ni con la sincronización, ni la velocidad que sugiere el esquema neo-clásico.

Además de la evidencia sobre flexibilidad de precios, el signo de las respuestas estimadas permite realizar la siguiente conjetura. El mercado laboral de personas de baja calificación, que ganan el salario mínimo, no pareciera tener las características de uno en el que operan firmas con

²² Debido a que los efectos individuales contribuyen muy poco con la varianza de los cambios de precios de las CFH se optó por una estimación *pooled*. Los errores estándar tienen la corrección de Huber-White por la correlación serial del proceso de error.

²³ Aaronson (2001) encontró un resultado similar para Canadá.

poder de monopsonio ya que los aumentos de precios son compatibles con una reducción en la mano de obra y, por ende, una menor producción del bien o servicio lo que genera un aumento en el precio de éste.

Cuadro 6. Magnitud de las respuestas de precios de las CFH a cambios en el salario mínimo. Ecuación (1) en frecuencia mensual

	Comida fuera del hogar	Almuerzos	Hamburguesas	Comidas rápidas calientes	Gastos en cafetería
sm_t	0,133*	0,143*	0,147*	0,120*	0,123*
sm_{t-1}	0,092*	0,084*	0,062*	0,085*	0,119*
sm_{t-2}	0,025*	0,024°	0,015	-0,005	0,049*
sm_{t+1}	0,057*	0,025*	0,105*	0,086*	0,058*
sm_{t+2}	-0,003	-0,017†	-0,011	0,047	-0,007
$IPPC_t$	0,091°	0,097	0,075	0,205°	0,044
$IPPC_{t-1}$	0,082°	0,144*	-0,05	-0,007	0,114
$IPAR_{t-1}$	-0,061*	-0,067*	-0,053*	-0,047°	-0,066*
$IPAR_{t-2}$	-0,050*	-0,046*	-0,065*	-0,037*	-0,053*
$IPAR_{t-3}$	-0,046*	-0,037*	-0,087°	-0,044*	-0,041*
$IPAB_{t-1}$	0,337*	0,235*	0,319*	0,299*	0,415*
$IPAB_{t-2}$	0,159*	0,131*	0,009	0,213†	0,200*
$IPAB_{t-3}$	0,047°	0,085*	0,226°	-0,015	-0,005

Nota: *, ° y † identifican estimaciones significativas al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Fuente: DANE, base de datos del IPC y cálculos de los autores.

Como se señaló antes, es propósito de este estudio comparar la respuesta de los precios de las CFH con las de otros rubros de la canasta familiar ante aumentos en el salario mínimo. También se señaló que la frecuencia de recolección de la información de precios en los establecimientos que venden calzado, vestuario, muebles y servicio profesionales de salud es trimestral con distintos patrones de recolección, dependiendo del mes en el que se produce la visita al mismo. Por tal razón, para analizar el efecto de los aumentos en el salario mínimo en los precios de las CFH, en frecuencia trimestral, se utilizó la especificación:

$$P_{i,j,k,t} = \alpha_0 + \alpha_1 sm_t + \alpha_2 sm_{t-1} + \alpha_3 sm_{t+1} + \alpha_4 IPPC_t + \alpha_5 IPPC_{t-1} + \alpha_6 IPAR_{i,j,k,t-1} + \alpha_7 IPAB_{i,j,k,t-1} \quad (2)$$

en la que los datos tienen frecuencia trimestral y el subíndice j identifica el patrón de recolección de la información. Esto es, j es igual a 1 si los recolectores toman la información de precios en los meses de enero, abril, julio y octubre; es igual a 2 si los meses de recolección son febrero, mayo, agosto y noviembre; finalmente, es igual a 3 si los precios son recolectados en los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año. Dado que los precios de CFH son recolectados cada mes, éstos simplemente se reorganizaron para ajustarse a cada uno de estos patrones y hacer así los cálculos de las variaciones.

Los resultados del Cuadro 7 muestran, en primera instancia, que los aumentos en el salario mínimo tienen impacto contemporáneo en los aumentos de precio de las CFH y en los artículos que integran dicho rubro de la canasta básica del consumidor²⁴. Este resultado es bastante claro no sólo cuando se trata de la estimación que considera de manera conjunta la información de todos los patrones sino también cuando se estiman los efectos en cada uno de estos por separado. Los valores estimados tienden a ser superiores a los del Cuadro 6 debido, posiblemente, a la distancia de los meses entre los cuales se hacen las comparaciones para determinar las variaciones de precios.

Cuadro 7. Magnitud de las respuestas de precios de las CFH a cambios en el salario mínimo. Ecuación (2) en frecuencia trimestral.

	Todos los patrones de recolección					Patrón de recolección 1				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
sm_t	0,216*	0,209*	0,228*	0,188*	0,233*	0,200*	0,161*	0,301*	0,217*	0,188*
sm_{t-1}	0,034*	0,017	0,007	0,026	0,072*	0,099*	0,095*	0,058	0,052	0,148*
sm_{t+1}	-0,010	-0,029°	0,014	-0,023	0,005	-0,022	-0,036	0,033	-0,093†	0,003
$IPPC_t$	0,066°	0,072†	-0,001	0,162°	0,047	-0,055*	-0,038°	-0,174	0,056	-0,064
$IPPC_{t-1}$	0,134*	0,145*	0,118	0,092	0,143°	0,191	0,170	0,225†	0,240†	0,170
$IPAR_{t-1}$	-0,100*	-0,096*	-0,131*	-0,081*	-0,104*	-0,094*	-0,098*	-0,128*	-0,072*	-0,092*
$IPAB_{t-1}$	0,338*	0,262*	0,459*	0,316*	0,347*	0,376*	0,275*	0,370*	0,361*	0,453*
	Patrón de recolección 2					Patrón de recolección 3				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
sm_t	0,259*	0,269*	0,240*	0,212*	0,274*	0,191*	0,198*	0,140*	0,138*	0,236*
sm_{t-1}	0,022	-0,002	-0,022	0,000	0,086°	-0,018	-0,041†	-0,015	0,023	-0,017
sm_{t+1}	-0,036°	-0,026	-0,064	-0,067	-0,018	0,025	-0,025	0,075	0,088†	0,029
$IPPC_t$	0,082	0,025	0,039	0,207	0,110	0,171*	0,230*	0,128	0,218†	0,101
$IPPC_{t-1}$	0,113°	0,199*	0,101	-0,012	0,065	0,096†	0,063	0,032	0,045	0,192†
$IPAR_{t-1}$	-0,102*	-0,105*	-0,118*	-0,073*	-0,110*	-0,103*	-0,081*	-0,142*	-0,092*	-0,108*
$IPAB_{t-1}$	0,301*	0,223*	0,588*	0,187	0,289*	0,332*	0,286*	0,412†	0,400°	0,292*

Nota: regresión *pooled*. Patrón de recolección 1 = información recolectada en enero, abril, julio y octubre; Patrón de recolección 2 = información recolectada en febrero, mayo, agosto y noviembre; Patrón de recolección 3 = información recolectada en marzo, junio, septiembre y diciembre. La columna 1 contiene información sobre *comidas fuera del hogar*, la columna 2 sobre *almuerzos*, la columna 3 sobre *hamburguesas*, la columna 4 sobre *comidas rápidas calientes* y la columna 5 sobre *gastos en cafetería*. *, ° y † identifican estimaciones significativas al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Fuente: DANE, base de datos del IPC y cálculos de los autores.

Cuando se toman en cuenta todos los patrones de recolección (Cuadro 7), los cuales corresponden a variaciones trimestrales promedio de todas las variables, un incremento de 10% en el salario mínimo produce un aumento contemporáneo de 2,16% en el precio de la comida fuera del hogar. Tomando en cuenta el efecto adelantado, la respuesta es 2,5%. En todos los casos, el aumento contemporáneo oscila alrededor de 2,0%. Algo llamativo es el aumento que se registra en los precios de las CFH y los ítems que la componen, cuando los precios se toman los

²⁴ La diferencia en la magnitud de las respuestas del cambio en precios de las CFH y sus componentes que registran los Cuadros 6 y 7 se debe a la acumulación de la variación de precios con base en la cual se hace la regresión del Cuadro 7.

segundos meses de los trimestres (patrón 2 de recolección de información, es decir los meses de febrero, mayo, agosto y noviembre). En todo caso debe notarse que los precios se modifican a lo largo del año, pero luego se corrigen, de acuerdo con lo que sugieren los indicadores de persistencia simétrica incluidos en la especificación empírica (*IPAR* e *IPAB*).

El Cuadro 8 contiene las respuestas de los precios de los otros subgrupos del IPC a cambios en el salario mínimo, basados en la misma especificación (2)²⁵. Se observa que algunas de las respuestas son mayores que las encontradas para las CFH, lo cual podría sugerir varias cosas. Por ejemplo, que la mano de obra de menor calificación tiene una participación importante en los costos de la firma (estos establecimientos son menos propensos a funcionar bajo informalidad, es decir, son establecimientos que pagan por lo menos el salario mínimo a sus empleados y cumplen con las demás normas previstas), que la elasticidad de sustitución entre mano de obra y otros insumos es menor o que la demanda es más inelástica que la de CFH.

Cuadro 8. Magnitud de las respuestas de precios de otros renglones del IPC a cambios en el salario mínimo. Ecuación (2) en frecuencia trimestral.

	Todos los patrones de recolección				Patrón de recolección 1			
	Calzado	Vestuario	Muebles	Servicios Salud	Calzado	Vestuario	Muebles	Servicios Salud
sm_t	0,090	0,075°	0,202*	0,391*	0,229°	0,087°	0,177	0,135*
sm_{t-1}	0,001	0,117*	0,123	0,144*	-0,036	0,075†	0,432°	0,263*
sm_{t+1}	-0,005	0,063°	0,101†	-0,070*	0,020	-0,002	0,021	-0,117*
	Patrón de recolección 2				Patrón de recolección 3			
	Calzado	Vestuario	Muebles	Servicios Salud	Calzado	Vestuario	Muebles	Servicios Salud
sm_t	-0,133	0,055	0,323*	0,462*	0,188†	0,078	0,125	0,583*
sm_{t-1}	-0,060	0,093	-0,044	0,106*	0,126†	0,191°	-0,065	0,048
sm_{t+1}	0,013	0,086	0,249°	-0,023	-0,058	0,117°	0,056	-0,081*

Nota: Patrón de recolección 1 = información recolectada en enero, abril, julio y octubre; Patrón de recolección 2 = información recolectada en febrero, mayo, agosto y noviembre; Patrón de recolección 3 = información recolectada en marzo, junio, septiembre y diciembre. *, ° y † identifica estimaciones significativas al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Fuente: DANE, base de datos del IPC y cálculos de los autores.

Observando el caso particular de los ‘servicios profesionales de salud’, para el caso de todos los patrones de recolección, la elasticidad es de 0,391. Esto es, un aumento del 10% en el salario mínimo coincide con una respuesta contemporánea de 3,91% en el precio de dichos servicios. Cuando se analiza el patrón de recolección de información 3 (la cual se efectúa los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año), la respuesta contemporánea es 0,583. Parecieran sugerir estos resultados que, dada la elasticidad precio de la demanda, la mayor

²⁵ Debe advertirse que, en este caso, ante la ausencia de un indicador particular de los costos de producción, se utilizó el índice de precios al productor total.

variación en el empleo de baja calificación se produce en el rubro de ‘servicios profesionales de salud’ o, dicho de otra manera, este subsector enfrenta una estructura de mayor competencia en el mercado de trabajo y de menor competencia en el mercado del producto²⁶. En ese sentido, los sectores de vestuario, muebles y calzado parecen ser más competitivos, ya que los coeficientes de respuesta son inferiores a los servicios de profesionales de salud.

El Cuadro 9 presenta información sobre la transmisión del salario a los precios, considerando diferencias a nivel de ciudad. Este ejercicio, más que la verificación de hipótesis, permite el planteamiento de las mismas y la generación de hechos. De nuevo, se observa que los cambios en el salario mínimo son significativos al igual que la dinámica reciente de los precios. Es importante la estimación de los cambios a nivel de ciudad, lo cual se captura con la interacción de los cambios en el salario mínimo y una *dummy* de ciudad ($sm \times ciudad$), la cual toma el valor de 1 si se trata de cada ciudad y cero en el caso contrario. El coeficiente 0,235 asociado a los cambios contemporáneos en el salario mínimo parece establecer una cota superior a la respuesta de los precios la cual se modifica dependiendo de la ciudad. Así, por ejemplo, las mayores respuestas parecen darse en Pereira y Bucaramanga, Cartagena, Manizales y Montería, para las que la interacción con el cambio en el salario mínimo no resultó significativa. Por el contrario, en Bogotá, Medellín, Barranquilla, Ibagué, Villavicencio, Pasto, Cúcuta y Armenia se observan respuestas inferiores de acuerdo con el signo del coeficiente estimado para dicha variable.

La pregunta que surge es: ¿por qué hay efectos diferenciales entre las distintas ciudades? Hay varias respuestas posibles a este interrogante. La primera tiene que ver con la incidencia del salario mínimo en el mercado de trabajo de las distintas ciudades; es posible que en Bogotá, Medellín, Barranquilla, Ibagué, Villavicencio, Pasto, Cúcuta y Armenia la incidencia del salario mínimo sea menor que en Bucaramanga, Cali, Cartagena, Manizales y Montería y, por lo tanto, la respuesta de los precios a los cambios en el salario mínimo en estas últimas sea mayor. Una segunda hipótesis es que los mercados de CFH son más competitivos que los de las ciudades encabezadas por Bucaramanga. Una tercera hipótesis tiene que ver con las características de la función de producción. Es posible que en Bucaramanga, Cali, Cartagena, Manizales y Montería la mano de obra de baja calificación tenga mayor participación en los costos que en las demás ciudades o que allí las posibilidades de sustitución sean más limitadas que en las demás ciudades.

²⁶ Si el precio del producto final puede responder con mayor fuerza ante aumentos en el salario mínimo es porque la curva de demanda es menos elástica que la de CFH.

Sin embargo, estas son apenas algunas hipótesis cuya validez debe verificarse con más información.

Cuadro 9. Respuesta de precios de las CFH a nivel local.

Variable	Coefficiente estimados	Error estándar	p-valor
<i>sm_t</i>	0,234	0,030	0,000
<i>sm_{t-1}</i>	0,093	0,010	0,000
<i>sm_{t-2}</i>	0,025	0,008	0,003
<i>sm_{t+1}</i>	0,058	0,009	0,000
<i>sm_{t+2}</i>	-0,003	0,009	0,738
<i>IPPC_t</i>	0,091	0,040	0,023
<i>IPPC_{t-1}</i>	0,083	0,037	0,027
<i>IPAR_{t-1}</i>	-0,062	0,006	0,000
<i>IPAR_{t-2}</i>	-0,050	0,006	0,000
<i>IPAR_{t-3}</i>	-0,047	0,008	0,000
<i>IPAB_{t-1}</i>	0,337	0,037	0,000
<i>IPAB_{t-2}</i>	0,159	0,032	0,000
<i>IPAB_{t-3}</i>	0,047	0,021	0,026
<i>Almuerzo</i>	-0,000	0,000	0,292
<i>Hamburguesa</i>	0,000	0,000	0,579
<i>Comidas rápidas calientes</i>	0,000	0,000	0,458
<i>Medellín</i>	0,001	0,000	0,044
<i>Barranquilla</i>	0,001	0,000	0,064
<i>Bogotá</i>	0,000	0,000	0,166
<i>Cartagena</i>	0,000	0,001	0,900
<i>Manizales</i>	0,003	0,001	0,009
<i>Montería</i>	0,000	0,002	0,962
<i>Neiva</i>	0,000	0,000	0,469
<i>Villavicencio</i>	0,001	0,000	0,146
<i>Pasto</i>	0,001	0,000	0,023
<i>Cúcuta</i>	0,001	0,001	0,165
<i>Pereira</i>	-0,000	0,001	0,659
<i>Bucaramanga</i>	0,000	0,000	0,134
<i>sm Medellín</i>	-0,117	0,043	0,007
<i>sm Barranquilla</i>	-0,185	0,042	0,000
<i>sm Bogotá</i>	-0,123	0,035	0,001
<i>sm Cartagena</i>	-0,052	0,061	0,389
<i>sm Manizales</i>	-0,059	0,067	0,385
<i>sm Montería</i>	-0,118	0,100	0,238
<i>sm Neiva</i>	-0,126	0,066	0,057
<i>sm Villavicencio</i>	-0,115	0,047	0,016
<i>sm Pasto</i>	-0,109	0,048	0,023
<i>sm Cúcuta</i>	-0,168	0,058	0,004
<i>sm Pereira</i>	0,114	0,069	0,099
<i>sm Bucaramanga</i>	-0,059	0,051	0,242
<i>Constante</i>	0,002	0,000	0,001
Número de observaciones	52,440	R ²	0,042
F(38, 52.401)	14,62	Raíz MSE	0,044
Prob > F	0,000		

5. Conclusiones

La utilización de un panel balanceado a nivel de variedad-establecimiento construido con base en las unidades visitadas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) para construir el IPC permitió estimar las respuestas de los precios de las comidas fuera del hogar, CFH, a los incrementos del salario mínimo. Este era uno de los efectos inexplorados de la existencia de un salario mínimo y sus cambios en el mercado laboral colombiano.

De acuerdo con nuestras estimaciones, en todos los casos se verifica la existencia de una respuesta contemporánea de los precios de la comida fuera del hogar a los cambios del salario mínimo; en muchos de los casos, también hay respuestas adelantadas o rezagadas. La evidencia sugiere que un aumento de 5% en el salario mínimo produce un aumento contemporáneo de 0,665% en el precio de las CFH y de 1,535% si se consideran anticipos y rezagos del aumento del salario mínimo.

A estos resultados se llega utilizando información tanto en frecuencia mensual como trimestral, controlando por otros choques de costos a través del índice de precios al productor en su componente de alimentos.

Puede señalarse entonces que los precios de la CFH sí reaccionan, y en proporción importante, a los aumentos en el salario mínimo. De igual manera, en meses (trimestres) en los que no se producen cambios en el salario mínimo también se mueven los precios de los distintos artículos y variedades. La empresa mediana dedicada al expendio de CFH cambia sus precios al menos una vez al año. De nuevo, los resultados no parecen sugerir la existencia de fuertes rigideces de precios en cuanto a CFH se refiere.

Por ciudades, las mayores respuestas de los precios de las CFH a los cambios del salario mínimo parecen darse en Bucaramanga, Cali, Cartagena, Manizales y Montería. La mayor incidencia de la mano de obra de baja calificación, del salario mínimo o bajas posibilidades de sustitución podrían ser las explicaciones a estos resultados que requieren, sin duda, mayor investigación.

En otros subgrupos de la canasta familiar como zapatos, vestuario, muebles y servicios de medicina especializada los cambios del salario mínimo también tienen efecto en los precios.

De los ejercicios realizados se pueden hacer, al menos, dos conjeturas. La primera, que el mercado de trabajo no pareciera tener características de operar con firmas que tengan poder de monopsonio, ya que los aumentos de precios son compatibles con una reducción en la mano de obra y, por ende, una menor producción del bien o servicio; esto se traduce en una contracción de la oferta de CFH. Si esto es así, aumentos moderados y no necesariamente anuales, sino cada dos o tres años, del salario mínimo podrían tener menor impacto en el empleo de las personas menos calificadas. La segunda, basada en las leyes de la demanda derivada, que dada la magnitud de la respuesta de los precios del ‘servicios de medicina especializada’ a los cambios del salario mínimo, pareciera que se trata de un sector menos competitivo (menos transable) que los de calzado, muebles y vestuario.

Referencias

Aaronson, D, 2001, Price Pass Through and the Minimum Wage, *The Review of Economics and Statistics*, 83, 158-169.

Aaronson, D., French E. and MacDonald J, 2005, *The Minimum Wage, Restaurant Prices, and Labor Market Structure*, Federal Reserve Bank of Chicago.

Apel, M., R. Friberg, y K. Hallsten, 2005, Microfoundations of Macroeconomic Price Adjustment: Survey Evidence form Swedich Firms, *Journal of Money Credit and Banking*, 37, 2, 313-338.

Arango, L.E, P. Herrera y C.E. Posada, 2009, La demanda de trabajo formal en Colombia: determinantes e implicaciones, *Borradores de Economía*, No. 563, Banco de la República.

Arango, L., P. Herrera, y C. Posada, 2008, El salario mínimo: aspectos generales sobre los casos de Colombia y otros países, *Ensayos sobre Política Económica*, Vol. 26, No. 56, 204-263.

Ball, A. y N.G. Mankiw, 1994, Sticky-Price Manifesto, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 127-151.

Blinder, S.A. 1994, On Sticky Prices: Academic Theories Meet the Real World, en N. G. Mankiw (ed.) *Monetary Policy, National Bureau of Economic Research Studies in Business cycles*, 29, 117-154.

Brown, C., 1999, Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income, en O. Ashenfelter y D. Card (editores), *Handbook of Labor Economics*, Volumen 3, 2101-2163.

Calvo, A. G, 1983, Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*. 12, 383-398.

Card, D. y A.B. Krueger, 1994, Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania, *The American Economic Review*, 84,4, 772-793.

Card R. y A.B. Krueger, 1995, *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, The Princeton University Press, New Jersey.

Cechetti, S.G., 1984, Indexation and incomes policy: a study of wage adjustment in unionized manufacturing, *Journal of Labor Economics*, 5, 391-412.

Dixit, A.K. y Stiglitz J.E, 1997, Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *The American Economic Review*, 67, 3, 297-308.

Hall, S., M. Walsh, y A. Yates, 2000, Are UK Companies Price Sticky?, *Oxford Economics papers*, 52, 425-446.

Hofstetter, M., 2008, Sticky Prices and Moderate Inflation, *Documentos CEDE*, 20.

Julio, J.M. y H.M. Zárate, 2008, The Price Setting Behavior in Colombia: Evidence form PPI Micro Data, *Ensayos sobre Política Económica*, 56, 12-44.

Julio, J.M., H.M. Zárate y M.D. Hernández, 2009, The Stickiness of Colombian Consumer Prices, *Borradores de Economía*, No. 578, Banco de la República.

Kydland, F.E. y E. c. Prescott, 1977. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, *Journal of Political Economy*, 85, 473-492.

Lee, C., Schulter G. y O’Roark, 2000, *How Much Would Increasing the Minimum Wage Affect Food prices?*, Economic Research Service United States Department of Agriculture, Agriculture Information Bulletin 747-03.

Lemos, S., 2005, *Minimum Wage Effects on Wages, Employment and Prices: Implications for Poverty Alleviation in Brazil*, University of Leicester.

Lemos, S., 2006, Anticipated effects of the Minimum Wage and Prices, *Applied Economics*, 38, 325-337.

Lemos S, 2008, *A Survey of the effects of the Minimum Wage on prices*, University of Leicester.

Levy D., Bergen M., Dutta S. and Venable R, 1997, The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S: Supermarket Chains, *The Quarterly Journal of Economics*, 791-825.

Levy D., Dutta S. y Bergen M, 2002, Heterogeneity in Price Rigidity: Evidence from a Case Study using Microlevel Data, *Journal ok money*, 34, 197-220.

MacDonald J.M. y D. Aaronson, 2006, How Firms Construct Price Changes: Evidence form Restaurant Responses to Increased Minimum Wages, *American Journal of Agricultural Economics*, 88, 2, 292-307.

Misas, M., E. López y J.C. Parra, 2009, La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa, *Borradores de Economía*, No. 569, Banco de la República.

Taylor, A., 1980, Aggregate dynamics and staggered contracts, *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.

Taylor, A., 1999, Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics, en John B. Taylor y Michael Woodford, *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1B, Elsevier, 1009-1050.

Apéndice: un modelo estándar para establecer el vínculo entre el precio del bien y el costo de un insumo

El siguiente modelo sigue de cerca la secuencia que presentan Aaronson, French and MacDonald (2005). El punto central del mismo es mostrar que el poder de mercado tiene implicaciones en

precios y producto. Se supone que: *i*) hay N firmas en el mercado; *ii*) todas las firmas tienen una función de producción idéntica igual a $Q_n = Q(K_n, L_n)$, $n=1, \dots, N$, donde Q_n es el producto, K_n el insumo diferente al trabajo y L_n el trabajo no calificado; *iii*) la función de producción es creciente en todos los insumos, cóncava, continua y doblemente diferenciable; *iv*) K y L son insumos complementarios en la producción $Q_{12} > 0$; *v*) la función de utilidad del consumidor

representativo es $U = \left([1 - \alpha] Q_o^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha \tilde{Q}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$, α es cercano a cero, Q_o es el numerario,

$\tilde{Q} = \left(\sum_{n=1}^N Q_n^{1-\eta_Z} \right)^{\frac{1}{1-\eta_Z}}$ es un compuesto de los artículos que conforman comidas fuera del hogar y el

precio de dicho compuesto es definido por $\tilde{p} = \left(\sum_{n=1}^N p_n^{\frac{\eta_Z-1}{\eta_Z}} \right)^{\frac{\eta_Z}{\eta_Z-1}}$. Concavidad de las funciones

requiere que $\eta > 0$ y $\eta_Z \in [0, 1)$. Si $\eta_Z = 0$ el mercado del producto es perfectamente competitivo y las firmas operarán como un monopolio si $\eta_Z = \eta$.

Se supone también que la firma es precio aceptante en el mercado del insumo no laboral. La cantidad de trabajo ofrecido a la firma es $L_n^S = L(w_n, w_{-n})$ donde w_{-n} es el salario medio pagado por las otras firmas. El costo marginal al que se tiene que enfrentar cada firma es el mismo, debido a la reglamentación sobre el salario mínimo, entonces $w_n = w_{-n} = w_{\min} = w$.

Las firmas venden sus productos al precio $p(Q)$ y escogen insumos para maximizar beneficios:

$$\pi_n(K_n, L_n) = p(Q_n)Q_n - w_n L_n - rK_n$$

Los anteriores supuestos permiten señalar que, si las firmas son precio-aceptantes en el mercado laboral, la demanda de trabajo tendrá pendiente negativa. Para verificar lo anterior (véase Dixit y Stiglitz, 1977) suponemos que el consumidor se enfrenta a un proceso de maximización en dos etapas. En la primera, tiene que escoger cuánto de su ingreso gasta en el bien numerario y cuánto en el compuesto de comidas fuera del hogar. En la segunda, elige cuánto demandar de los bienes que pertenecen al bien compuesto. Esta última implica que el consumidor resuelve el siguiente problema:

$$\max_{Q_n} \ell = \left(\sum_{n=1}^N Q_n^{1-\eta_Z} \right)^{\frac{1}{1-\eta_Z}} + \lambda \left(X - \sum_{n=1}^N p_n Q_n \right)$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ell}{\partial Q_n} &= \frac{1}{1-\eta_z} \left(\sum_{n=1}^N Q_n^{1-\eta_z} \right)^{\frac{\eta_z}{1-\eta_z}} (1-\eta_z) Q_n^{-\eta_z} - \lambda p_n = 0 \\
&\Rightarrow \left(\sum_{n=1}^N Q_n^{1-\eta_z} \right)^{\frac{\eta_z}{1-\eta_z}} Q_n^{-\eta_z} = \lambda p_n \\
&\Rightarrow \tilde{Q}^{\eta_z} Q_n^{-\eta_z} = \lambda p_n \\
&\Rightarrow \left(\frac{Q_n}{\tilde{Q}} \right)^{-\eta_z} \lambda^{-1} = p_n
\end{aligned}$$

Siguiendo a Dixit y Stiglitz (1977), el precio del bien compuesto es también un compuesto del precio de los bienes que lo integran. Esto es:

$$\begin{aligned}
\tilde{p} &= \left(\sum_{n=1}^N p_n^{\frac{\eta_z-1}{\eta_z}} \right)^{\frac{\eta_z}{\eta_z-1}} \\
&\Rightarrow \tilde{p} = \left(\sum_{n=1}^N \left(\left(\frac{\tilde{Q}}{Q_n} \right)^{-\eta_z} \lambda^{-1} \right)^{\frac{\eta_z-1}{\eta_z}} \right)^{\frac{\eta_z}{\eta_z-1}} \\
&\Rightarrow \tilde{p} = \lambda^{-1} \tilde{Q}^{\eta_z} \tilde{Q}^{-\eta_z} \\
&\tilde{p} = \lambda^{-1}
\end{aligned}$$

La decisión óptima depende de $\left(Q_n / \tilde{Q} \right)^{-\eta_z} \tilde{p} = p_n$. Ahora, las firmas eligen los insumos que maximizan sus beneficios:

$$\begin{aligned}
\pi &= p_n Q_n - rK_n - w_n L_n \\
\pi &= \left(Q_n / \tilde{Q} \right)^{-\eta_z} \tilde{p} Q_n - rK_n - w_n L_n \\
\pi &= \tilde{Q}^{\eta_z} \tilde{p} Q_n^{1-\eta_z} - rK_n - w_n L_n \\
\pi &= \Omega Q_n^{1-\eta_z} - rK_n - w_n L_n
\end{aligned}$$

Donde: $\Omega = \tilde{Q}^{\eta_z} \tilde{p}$. Las demandas de insumos se obtienen a partir de las c.p.o.:

$$\frac{d\pi}{dK_n} = \Omega(1-\eta_z) Q_n^{-\eta_z} \frac{dQ_n}{dK_n} - r = 0 \Rightarrow \Omega(1-\eta_z) Q_n^{-\eta_z} Q_1 = r$$

$$\frac{d\pi}{dL_n} = \Omega(1-\eta_z) Q_n^{-\eta_z} \frac{dQ_n}{dL_n} - w = 0 \Rightarrow \Omega(1-\eta_z) Q_n^{-\eta_z} Q_2 = w$$

Siendo $dQ_n/dK_n = Q_1$ y $dQ_n/dL_n = Q_2$. Por simetría entre las funciones de costos y producción, todas las firmas producen el mismo nivel de producto y fijan el mismo precio. Consecuentemente,

$$\frac{d \ln \tilde{p}}{d \ln w} = -\frac{d \ln \lambda}{d \ln w} = \frac{d \ln p}{d \ln w}$$

En la primera etapa del proceso de optimización el consumidor maximiza:

$$\max U = \left([1-\alpha] Q_0^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha \tilde{Q}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

$$s.a \quad p_0 Q_0 + \tilde{p} \tilde{Q} = I$$

Las condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial U}{\partial Q_0} = U^{\frac{1}{\eta}} [1-\alpha] Q_0^{-\frac{1}{\eta}}$$

$$\frac{\partial U}{\partial \tilde{Q}} = U^{\frac{1}{\eta}} \alpha \tilde{Q}^{-\frac{1}{\eta}}$$

$$\frac{\partial U / \partial Q_0}{\partial U / \partial \tilde{Q}} = \frac{p_0}{\tilde{p}} \Rightarrow \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \left(\frac{Q_0}{\tilde{Q}} \right)^{-\frac{1}{\eta}} = \frac{p_0}{\tilde{p}}$$

$$\Rightarrow \left(\left[\frac{1-\alpha}{\alpha} \right] \frac{\tilde{p}}{p_0} \right)^{\eta} \tilde{Q} = Q_0$$

Remplazando este resultado en la restricción:

$$p_0 \left([1-\alpha/\alpha] \tilde{p}/p_0 \right)^{\eta} \tilde{Q} + \tilde{p} \tilde{Q} = I \Rightarrow \tilde{Q} = \frac{I}{\tilde{p}^{\eta} [(1-\alpha/\alpha)^{\eta} p_0^{1-\eta} + \tilde{p}^{1-\eta}]}$$

$$\tilde{Q} = \frac{\alpha^{\eta} \tilde{p}^{-\eta} I}{[(1-\alpha)^{\eta} p_0^{1-\eta} + \alpha^{\eta} \tilde{p}^{1-\eta}]}$$

$$\Rightarrow \ln \tilde{Q} = \ln I - \eta \ln \tilde{p} + \eta \ln \alpha - \ln [(1-\alpha)^{\eta} p_0^{1-\eta} + \alpha^{\eta} \tilde{p}^{1-\eta}]$$

$$\Leftrightarrow \ln \tilde{Q} = \ln I - \eta \ln \tilde{p} + \eta \ln \alpha - \ln \left((1-\alpha)^{\eta} p_0^{1-\eta} + \alpha^{\eta} \exp[(1-\eta) \ln \tilde{p}] \right)$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \frac{d \ln \tilde{Q}}{d \ln \tilde{p}} &= -\eta - \frac{\alpha^n \tilde{p}^{1-\eta} (1-\eta)}{[(1-\alpha)^n p_0^{1-\eta} + \alpha^n \tilde{p}^{1-\eta}]} = -\eta - \frac{\tilde{p} \tilde{Q}}{I} (1-\eta) \\ \Rightarrow \lim_{\alpha \rightarrow 0} \frac{d \ln \tilde{Q}}{d \ln \tilde{p}} &= \lim_{\alpha \rightarrow 0} -\frac{1}{\eta} - \frac{\alpha^n \tilde{p}^{\frac{1}{\eta}} \tilde{p}^{-\frac{1}{\eta}} (\eta-1/\eta)}{\left((1-\alpha)^n p_0^{\frac{1}{\eta}} + \alpha^n \tilde{p}^{\frac{1}{\eta}} \right)} \Leftrightarrow \lim_{\frac{\tilde{Q} \tilde{p}}{I} \rightarrow 0} -\frac{1}{\eta} - \frac{\tilde{Q} \tilde{p}}{I} \left(\frac{\eta-1}{\eta} \right) \end{aligned}$$

En Aaronson y French(2004), α es muy cercano a cero o en otras palabras la proporción que el consumidor gasta en CFH es pequeño. Por lo tanto:

$$\Rightarrow \lim_{\alpha \rightarrow 0} \frac{d \ln \tilde{Q}}{d \ln \tilde{p}} = -\eta$$

Este resultado es importante dada su utilidad para ver el efecto que tiene el incremento del salario mínimo sobre el precio del compuesto:

$$\frac{d \ln \tilde{p}}{d \ln w} = \frac{d \ln \tilde{Q} / d \ln w}{d \ln \tilde{Q} / d \ln \tilde{p}} = -\frac{1}{\eta} \left(\frac{d \ln \tilde{Q}}{d \ln w} \right)$$

Por el lado de la demanda de los insumos se podría ver el efecto (en logaritmos) en los dos insumos causados por los cambios sobre la tasa de interés y el salario mínimo:

$$\ln \Omega + \ln(1-\eta_z) - \eta_z \ln Q + \ln Q_1 = \ln r$$

$$\frac{d \ln \Omega}{d \ln w} - \eta_z \frac{d \ln Q}{d \ln w} + \frac{d \ln Q_1}{d \ln w} = 0$$

$$\frac{d \ln \Omega}{d \ln r} - \eta_z \frac{d \ln Q}{d \ln r} + \frac{d \ln Q_1}{d \ln r} = 1$$

$$\ln \Omega + \ln(1-\eta_z) - \eta_z \ln Q + \ln Q_2 = \ln w$$

$$\frac{d \ln \Omega}{d \ln w} - \eta_z \frac{d \ln Q}{d \ln w} + \frac{d \ln Q_2}{d \ln w} = 1$$

$$\frac{d \ln \Omega}{d \ln r} - \eta_z \frac{d \ln Q}{d \ln r} + \frac{d \ln Q_2}{d \ln r} = 0$$

Para solucionar estas ecuaciones se deben hallar los siguientes resultados:

$$\frac{d \ln \Omega}{d \ln w} = \eta_z \frac{d \ln \tilde{Q}}{d \ln w} + \frac{d \ln \tilde{p}}{d \ln w} = \eta_z \frac{d \ln Q}{d \ln w} + \frac{d \ln \tilde{p}}{d \ln w} = \eta_z \frac{d \ln Q}{d \ln w} - \frac{1}{\eta} \frac{d \ln Q}{d \ln w}$$

$$\frac{d \ln Q}{d \ln w} = \frac{1}{Q} \frac{dQ}{d \ln w} = \frac{w}{Q} \frac{dQ}{dK} \frac{dK}{dw} + \frac{w}{Q} \frac{dQ}{dL} \frac{dL}{dw} = \frac{w}{Q} \left(Q_1 \frac{dK}{dw} + Q_2 \frac{dL}{dw} \right)$$

$$\frac{d \ln Q_1}{d \ln w} = \frac{1}{Q_1} \frac{dQ_1}{d \ln w} = \frac{w}{Q_1} \frac{dQ_1}{dw} = \frac{w}{Q_1} \left(\frac{dQ_1}{dK} \frac{dK}{dw} + \frac{dQ_1}{dL} \frac{dL}{dw} \right) = \frac{w}{Q_1} \left(Q_{11} \frac{dK}{dw} + Q_{12} \frac{dL}{dw} \right)$$

$$\frac{d \ln Q_2}{d \ln w} = \frac{1}{Q_2} \frac{dQ_2}{d \ln w} = \frac{w}{Q_2} \frac{dQ_2}{dw} = \frac{w}{Q_2} \left(\frac{dQ_2}{dK} \frac{dK}{dw} + \frac{dQ_2}{dL} \frac{dL}{dw} \right) = \frac{w}{Q_2} \left(Q_{12} \frac{dK}{dw} + Q_{22} \frac{dL}{dw} \right)$$

Para dr se efectúa el mismo procedimiento. En resumen:

$$\frac{dK}{dw} \left(\frac{wQ_{11}}{Q_1} - \frac{wQ_1}{\eta Q} \right) + \frac{dL}{dw} \left(\frac{wQ_{12}}{Q_1} - \frac{wQ_2}{\eta Q} \right) = 0 \Rightarrow \frac{dK}{dw} \left(\frac{Q_{11}}{Q_1} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right) + \frac{dL}{dw} \left(\frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) = 0$$

$$\frac{dK}{dw} \left(\frac{wQ_{12}}{Q_1} - \frac{wQ_1}{\eta Q} \right) + \frac{dL}{dw} \left(\frac{wQ_{22}}{Q_1} - \frac{wQ_2}{\eta Q} \right) = 1 \Rightarrow \frac{dK}{dw} \left(\frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right) + \frac{dL}{dw} \left(\frac{Q_{22}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) = \frac{1}{w}$$

$$\frac{dK}{dr} \left(\frac{rQ_{11}}{Q_1} - \frac{rQ_1}{\eta Q} \right) + \frac{dL}{dr} \left(\frac{rQ_{12}}{Q_1} - \frac{rQ_2}{\eta Q} \right) = 1 \Rightarrow \frac{dK}{dr} \left(\frac{Q_{11}}{Q_1} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right) + \frac{dL}{dr} \left(\frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) = \frac{1}{r}$$

$$\frac{dK}{dr} \left(\frac{rQ_{12}}{Q_2} - \frac{rQ_1}{\eta Q} \right) + \frac{dL}{dr} \left(\frac{rQ_{22}}{Q_2} - \frac{rQ_2}{\eta Q} \right) = 0 \Rightarrow \frac{dK}{dr} \left(\frac{Q_{12}}{Q_2} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right) + \frac{dL}{dr} \left(\frac{Q_{22}}{Q_2} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) = 0$$

Definiendo el coeficiente para cada diferencial:

$$A_n = \left(\frac{Q_{11}}{Q_1} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right); \quad C_n = \left(\frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right); \quad B_n = \left(\frac{Q_{12}}{Q_2} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right); \quad D_n = \left(\frac{Q_{22}}{Q_2} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right)$$

Ahora se tiene que:

$$\frac{dK}{dw} A_n + \frac{dL}{dw} C_n = 0; \quad \frac{dK}{dw} B_n + \frac{dL}{dw} D_n = \frac{1}{w}; \quad \frac{dK}{dr} A_n + \frac{dL}{dr} C_n = \frac{1}{r}; \quad \frac{dK}{dr} B_n + \frac{dL}{dr} D_n = 0$$

Y como resultado:

$$\frac{dK}{dw} = -\frac{1}{w} \left(\frac{C_n}{A_n D_n - C_n B_n} \right); \quad \frac{dL}{dw} = \frac{1}{w} \left(\frac{A_n}{A_n D_n - C_n B_n} \right)$$

Por los resultados anteriores, dado un incremento del salario mínimo, el efecto sobre el capital es positivo y sobre el trabajo es negativo. Así, por las propiedades de la función neoclásica, se puede derivar el efecto del cambio en el salario mínimo:

$$C_n = \frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} < 0 \Leftrightarrow \frac{Q_{12}}{Q_1} \frac{Q}{Q_2} < \frac{1}{\eta}$$

$$A_n = \frac{Q_{11}}{Q_1} - \frac{Q_1}{\eta Q} < 0$$

$$\begin{aligned}
A_n D_n - C_n B_n &= \left(\frac{Q_{11}}{Q_1} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right) \left(\frac{Q_{22}}{Q_2} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) - \left(\frac{Q_{12}}{Q_2} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right) \left(\frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) \\
&= \frac{Q_{11}}{Q_1} \left(\frac{Q_{22}}{Q_2} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) - \frac{Q_1}{\eta Q} \left(\frac{Q_{22}}{Q_2} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) - \frac{Q_{12}}{Q_2} \left(\frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) + \frac{Q_1}{\eta Q} \left(\frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) \\
&= \frac{Q_{11} Q_{22} - Q_{12}^2}{Q_1 Q_2} + \left(\frac{Q_1 Q_{12} - Q_{11} Q_2}{\eta Q_1 Q} \right) + \left(\frac{Q_2 Q_{12} - Q_1 Q_{22}}{\eta Q_2 Q} \right) + \left(\frac{Q_1 Q_2 - Q_1 Q_2}{\eta^2 Q^2} \right) \\
&= \frac{Q_{11} Q_{22} - Q_{12}^2}{Q_1 Q_2} + \left(\frac{Q_1 Q_{12} - Q_{11} Q_2}{\eta Q_1 Q} \right) + \left(\frac{Q_2 Q_{12} - Q_1 Q_{22}}{\eta Q_2 Q} \right) > 0 \Leftrightarrow |H| = Q_{11} Q_{22} - Q_{12}^2 > 0
\end{aligned}$$

Donde la matriz Hessiana $H = \begin{vmatrix} Q_{11} & Q_{12} \\ Q_{12} & Q_{22} \end{vmatrix}$ cumple con la condición necesaria para la concavidad

de la función de producción. Por otro lado, dado un incremento en el salario mínimo, el precio se incrementa bajo competencia perfecta en el mercado de trabajo, en el monopsonio el precio bajará si el nuevo salario mínimo está por debajo del equilibrio. Para el caso competitivo, sean p , Q y L el precio del mercado, el producto y el empleo. Todas las firmas producirán lo mismo dada la simetría en costos y procesos productivos. $p = p_n$, $Q = NQ_n$ y $L = NL_n$. La elasticidad del precio respecto al salario está definida por:

$$\frac{dp}{dw} = \frac{dp}{dQ} \frac{dQ}{dw} = \frac{dp}{dQ} \left(\frac{dQ}{dK} \frac{dK}{dw} + \frac{dQ}{dL} \frac{dL}{dw} \right) = \frac{dp}{dQ} \left(Q_1 \frac{dK}{dw} + Q_2 \frac{dL}{dw} \right)$$

Utilizando los resultados anteriores tenemos:

$$\begin{aligned}
\frac{dQ}{dw} &= \left(-Q_1 \frac{1}{w} \left(\frac{C_n}{A_n D_n - C_n B_n} \right) + Q_2 \frac{1}{w} \left(\frac{A_n}{A_n D_n - C_n B_n} \right) \right) = \frac{1}{w} \left(\frac{A_n Q_2 - C_n Q_1}{A_n D_n - C_n B_n} \right) \\
\frac{dp}{dw} &= \frac{dp}{dQ} \left(Q_1 \frac{dK}{dw} + Q_2 \frac{dL}{dw} \right) = \frac{dp}{dQ} \frac{1}{w} \left(\frac{A_n Q_2 - C_n Q_1}{A_n D_n - C_n B_n} \right)
\end{aligned}$$

Si $\frac{dp}{dQ} < 0$, la dirección del efecto del salario mínimo sobre la producción depende del signo del numerador $A_n Q_2 - C_n Q_1$. El signo del denominador $A_n D_n - C_n B_n$ es positivo.

$$\begin{aligned}
A_n Q_2 - C_n Q_1 &= \left(\frac{Q_{11}}{Q_1} - \frac{Q_1}{\eta Q} \right) Q_2 - \left(\frac{Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_2}{\eta Q} \right) Q_1 \\
&= \left(\frac{Q_2 Q_{11}}{Q_1} - \frac{Q_2 Q_1}{\eta Q} \right) - \left(\frac{Q_1 Q_{12}}{Q_1} - \frac{Q_1 Q_2}{\eta Q} \right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{Q_2 Q_{11}}{Q_1} - \frac{Q_1 Q_{12}}{Q_1} \\
&= \frac{Q_2 Q_{11} - Q_1 Q_{12}}{Q_1} < 0
\end{aligned}$$

De ese modo, $dQ/dw < 0$ y $dp/dw > 0$.

Para efectos de ilustración, supongamos que Q es una función de producción agregada con elasticidad de sustitución constante, y que la firma es precio-aceptante en el mercado de trabajo, por lo que $d \ln p / d \ln w_{\min}$ es la participación del salario en el costo total de la firma. Con una

tecnología CES tal como: $Q = [bK^\rho + (1-b)L^\rho]^{\frac{1}{\rho}}$, $0 < b < 1$, $-\infty < \rho < 1$, donde la producción depende del trabajo y de insumos diferentes al trabajo, y con elasticidad de sustitución entre los insumos igual a $\sigma = 1/1 - \rho$ se puede verificar que $d \ln p / d \ln w = wL/(wL + rK)$. Los beneficios son:

$$\pi = pQ - wL - rK$$

Al nivel de máximo beneficio, la productividad marginal de cada insumo es igual al precio real del mismo.

$$\frac{dQ}{dK} = bQ^{1-\rho} K^{\rho-1} = \frac{r}{p}$$

$$\frac{dQ}{dL} = (1-b)Q^{1-\rho} L^{\rho-1} = \frac{w}{p}$$

Tomando logaritmos a las expresiones anteriores se tiene:

$$\ln b + (1-\rho) \ln Q - \frac{1}{\sigma} \ln K = \ln r - \ln p$$

$$\ln(1-b) + \frac{1}{\sigma} \ln Q - \frac{1}{\sigma} \ln L = \ln w - \ln p$$

Las elasticidades respecto al salario para la demanda incondicional de los insumos:

$$\frac{d \ln Q}{d \ln w} - \frac{d \ln K}{d \ln w} = \sigma \left(-\frac{d \ln p}{d \ln w} \right)$$

$$\frac{d \ln Q}{d \ln w} - \frac{d \ln L}{d \ln w} = \sigma \left(1 - \frac{d \ln p}{d \ln w} \right)$$

Denotando las siguientes elasticidades y utilizando la aproximación de la elasticidad de demanda

se tiene que: $\frac{d \ln K}{d \ln w} = \mu$; $\frac{d \ln Q}{d \ln w} = -\tau$; $\frac{d \ln L}{d \ln w} = -\psi$; $\frac{d \ln Q}{d \ln p} = -\eta$

Es posible hallar la elasticidad del precio como:

$$\frac{d \ln p}{d \ln w} = \frac{d \ln Q / d \ln w}{d \ln Q / d \ln p} = \frac{\tau}{\eta}$$

Remplazando los valores de las elasticidades en las expresiones de arriba se tienen las siguientes relaciones. Para la demanda incondicional de capital:

$$i) -\tau - \mu = \sigma \left(-\frac{\tau}{\eta} \right)$$

Para la demanda incondicional de trabajo:

$$ii) -\tau - (-\psi) = \sigma \left(1 - \frac{\tau}{\eta} \right)$$

Por otra parte, de la función de producción $Q = Q(K, L)$

$$\begin{aligned} \frac{dQ}{dw} &= \frac{dQ}{dK} \frac{dK}{dw} + \frac{dQ}{dL} \frac{dL}{dw} \\ \frac{dQ}{dw} \frac{w}{Q} &= \frac{dQ}{dK} \frac{dK}{dw} \frac{w}{Q} + \frac{dQ}{dL} \frac{dL}{dw} \frac{w}{Q} \\ -\tau &= \frac{dQ}{dK} \left(\frac{dK}{dw} \frac{w}{K} \right) \frac{K}{Q} + \frac{dQ}{dL} \left(\frac{dL}{dw} \frac{w}{L} \right) \frac{L}{Q} \\ -\tau &= \mu \frac{dQ}{dK} \frac{K}{Q} - \psi \frac{dQ}{dL} \frac{L}{Q} \end{aligned}$$

Si reemplazamos las productividades marginales de capital y trabajo por r/p y w/p , respectivamente, tendremos:

$$\begin{aligned} -\tau &= \mu \frac{r}{p} \frac{K}{Q} - \psi \frac{w}{p} \frac{L}{Q} \\ iii) -\tau &= \mu(1 - s_L) - \psi s_L \end{aligned}$$

Igualando $ii)$ y $iii)$ se llega a:

$$iv) 1 - \frac{\tau}{\eta} = \frac{(\mu + \psi)}{\sigma} (1 - s_L)$$

De igualar $i)$ y $ii)$ se obtiene:

$$v) \mu + \psi = \sigma$$

y reemplazando este resultado en $v)$ se obtiene que:

$$\frac{\tau}{\eta} = s_L \Leftrightarrow \frac{d \ln p}{d \ln w} = s_L$$