

Asimetrías, brechas y desagregación: Nuevas aproximaciones al estudio de la calidad del empleo en Uruguay

Mauricio Suárez Cal

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de
Administración
Universidad de la República

Montevideo - Uruguay

Agosto de 2023

Asimetrías, brechas y desagregación: Nuevas aproximaciones al estudio de la calidad del empleo en Uruguay

Mauricio Suárez Cal

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, como parte de los requisitos para la obtención del título de Magíster en Economía.

Directora de tesis:

Bibiana Lanzilotta

Codirectora de tesis:

Sylvina Porras Arena

Director académico:

Rodrigo Ceni

Montevideo - Uruguay

Agosto de 2023

Página de aprobación

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba el Trabajo Final:

Título

Asimetrías, brechas y desagregación: Nuevas aproximaciones al estudio de la calidad del empleo en Uruguay

Autor

Mauricio Suárez Cal

Tutoras

Bibiana Lanzilotta

Sylvina Porras Arena

Posgrado

Maestría en Economía

Puntaje

Tribunal

Ejemplo: Profesora Nombre Apellido

Ejemplo: Profesora Nombre Apellido

Ejemplo: Profesora Nombre Apellido

Fecha:

Agradecimientos

Le agradezco profundamente a mis tutoras, Sylvina Porras y Bibiana Lanzilotta, por todo el apoyo que me brindaron a lo largo de estos meses. Su indolegable compromiso, su exquisita dedicación y su manifiesta vocación, permitieron que el proyecto inicial progresara hasta llegar a este documento. Por medio de ellas, también hago extensivo mi agradecimiento al Grupo de Análisis Macroeconómico y Comercio del IECON que me brindó los espacios, herramientas y conocimientos que hicieron posible la realización del trabajo que se presenta.

También agradezco a la Comisión Académica de Posgrados de la Universidad de la República haber confiado en este proyecto y contribuido a su realización.

Por último, también agradezco a mis docentes de Seminario de Investigación y Tesis, Rodrigo Ceni y Gonzalo Salas, cuyas atentas observaciones fueron fundamentales en las primeras etapas de elaboración de esta tesis.

Asimetrías, brechas y desagregación:
Nuevas aproximaciones al estudio de la calidad del empleo en Uruguay

Mauricio Suárez Cal *

Resumen

Analizar la calidad del empleo es fundamental para comprender las complejas dinámicas del mercado de trabajo. El objetivo de esta investigación es estudiar la elasticidad de la calidad del empleo a las fluctuaciones del producto en Uruguay entre 2001Q1 y 2019Q4. Para ello utilizamos series de privaciones en el empleo sobre tres dimensiones: horas trabajadas, formalidad, e ingresos laborales, así como un indicador sintético de ocupaciones de baja calidad (IOBC) siguiendo la metodología de Alkire-Foster. Estimamos las semielasticidades utilizando modelos VECM para obtener las dinámicas de largo y corto plazo. Además, por modelos uniecuacionales que incorporan el mecanismo de corrección del error, evaluamos la existencia de asimetrías en el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo hallado. Encontramos que la calidad del empleo es procíclica y menos sensible al producto a mayor cantidad de privaciones. Sobre el ajuste de corto plazo hallamos que se procesa más rápido para las ocupaciones con más privaciones y, para ellas, cuando la fase del ciclo es recesiva. Además, se encontró evidencia de que las mujeres han sido más beneficiadas por la negociación colectiva en términos de calidad del empleo.

Palabras clave: Calidad del empleo; ciclo económico; formalidad; ingresos laborales; horas trabajadas; no linealidad.

Clasificación JEL: C32, E24, E26, E32, J16, J52.

Abstract

Studying the quality of employment is essential for understanding the complexity of the labour market dynamics. The aim of this research is to examine the elasticity of employment quality in response to fluctuations in output in Uruguay between 2001Q1 and 2019Q4. To achieve this, we make use of employment deprivation series across three dimensions: hours worked, formality, and labor income, along with a composite indicator of low-quality occupations (IOBC) following the Alkire-Foster methodology. We estimate semi-elasticities using VECM to capture both short- and long-term dynamics. Additionally, through univariate models, we assess the presence of asymmetries in short-term adjustments. Our findings indicate that the quality of employment is procyclical and its sensitivity to output variations decreases as deprivations increase. Regarding short-term adjustments, we found that it is processed faster for occupations with higher levels of deprivation, and, for them, also during recessive phases of the economic cycle. Furthermore, evidence suggests that collective bargaining has particularly benefited women in terms of employment quality

Keywords: Employment quality; economic cycle; formality; labour income; working hours; non-linearity.

JEL Classification: C32, E24, E26, E32, J16, J52.

*Instituto de Economía (FCEA - UdelaR), e-mail: mauricio.suarez@fcea.edu.uy

Índice

| | |
|--|-----------|
| 1. Introducción | 1 |
| 2. Antecedentes | 5 |
| 2.1. La calidad del empleo: definiciones preliminares | 5 |
| 2.2. Agregación o desagregación: justificaciones metodológicas | 6 |
| 2.3. Evidencia empírica | 7 |
| 2.3.1. La calidad del empleo y sus dimensiones | 7 |
| 2.3.2. Calidad del empleo y crecimiento económico | 10 |
| 3. Marco teórico | 12 |
| 3.1. La decisión microeconómica | 12 |
| 3.2. La perspectiva macroeconómica | 14 |
| 3.3. No linealidades en el mercado de trabajo | 15 |
| 4. Pregunta de investigación e hipótesis | 19 |
| 5. Estrategia empírica | 21 |
| 5.1. Construcción de las series | 21 |
| 5.1.1. Índice de Ocupaciones de Baja Calidad | 21 |
| 5.1.2. Series de privaciones | 23 |
| 5.2. Fuentes de datos | 24 |
| 5.3. Metodología econométrica | 25 |
| 5.3.1. Modelización lineal | 25 |
| 5.3.2. Modelización no lineal | 27 |
| 6. Resultados | 29 |
| 6.1. Análisis descriptivo de los indicadores de calidad del empleo | 29 |
| 6.2. Modelos lineales | 38 |
| 6.2.1. Calidad del empleo y PIB | 38 |
| 6.2.2. Privaciones y PIB | 41 |

| | |
|--|-----------|
| 6.3. Modelos no lineales | 42 |
| 6.3.1. Calidad del empleo y PIB | 42 |
| 6.3.2. Privaciones y PIB | 43 |
| 7. Conclusiones | 47 |
| Referencias | 50 |
| A. Anexo | 64 |
| A.1. Tablas | 64 |
| A.1.1. Estadísticas descriptivas | 64 |
| A.1.2. Contrastes de raíz unitaria | 66 |
| A.1.3. Contrastes de cointegración | 67 |
| A.1.4. Estandarización de coeficientes | 68 |

1. Introducción

Comprender las dinámicas del mercado de trabajo es fundamental para conocer el desempeño de una economía. Conocer los niveles y variaciones del empleo, del desempleo y de la participación de la fuerza laboral ayudan a explicar fenómenos tales como el crecimiento económico, la inflación, la desigualdad de ingresos y, en general, el nivel de desarrollo de un país (Ioan, 2014; Helpman *et al.*, 2010; Martínez *et al.*, 2001; Fields, 1984; Friedman, 1977; Tobin, 1972). Sin embargo, para comprender la complejidad de los mercados de trabajo son necesarios también indicadores de calidad, además de los indicadores de cantidad, debido a que tasas de empleo, desempleo y participación de la fuerza laboral similares pueden esconder realidades muy diferentes si se atienden aspectos como el nivel de ingresos, el grado de formalización, etc. Por esta razón es que en los últimos años el estudio sobre la calidad del empleo ha ido ganando lugar en la discusión académica (Sehnbruch *et al.*, 2020; Burchell *et al.*, 2014).

La importancia de la calidad del empleo radica en los efectos que tiene sobre el bienestar de los ocupados. Para un trabajador no solamente es importante el hecho de estar o no empleado, sino también las condiciones en la que se realiza ese trabajo. En este sentido, contar con un empleo estable y formal le permite mantener una trayectoria de ingresos estable y suavizar su consumo a lo largo del tiempo. Contar durante su vida activa con un contrato laboral implica el acceso a beneficios sociales en caso de ver interrumpida su actividad, y durante su vida pasiva, el acceso a una jubilación o pensión. Además, trabajar en una ocupación de alta calidad le permite gozar de mejor salud (Julià *et al.*, 2017; Lewchuk *et al.*, 2008) y tener mayor satisfacción con el trabajo y mejores oportunidades de crecimiento, todo lo cual conduce a mejores niveles de productividad (Böckerman e Ilmakunnas, 2012; Mas, 2006).

A nivel agregado, la calidad de las ocupaciones repercute sobre distintos aspectos de la economía en general. Por ejemplo, contar con ocupaciones de calidad es indispensable para el desarrollo de sistemas de seguridad social robustos, lo que no es posible en contextos de alta precarización y rotatividad laboral (Bonnet, 2015). Adicionalmente, la productividad de la economía en general depende, entre otras cosas, de la productividad del trabajo (Royuela y Suriñach, 2013), que se puede ver, a su vez, incrementada por mejoras en el capital humano que se producen cuando existen oportunidades de formación y capacitación dentro de las firmas. Por

otra parte, la calidad del empleo es importante para explicar las dinámicas de la desigualdad de ingresos, ya que dimensiones como la informalidad están vinculadas a ella por al menos dos vías: (i) porque trabajadores pobres en sociedades desiguales y con mercados laborales imperfectos pueden elegir la informalidad como forma de apropiarse de una mayor parte del valor que producen, y (ii) porque cuando el sector informal es muy grande y, por lo tanto, la recaudación es menor, la distribución de bienes públicos es menor (Amarante y Arim, 2015; Chong y Gradstein, 2007). Por otra parte, la calidad de las ocupaciones tiene efectos sobre la criminalidad y la estabilidad social (Machin y Meghir, 2004; Burdett *et al.*, 2003). Todos los aspectos mencionados (la robustez de los sistemas de seguridad social, la productividad y la acumulación de capital humano, la desigualdad y la criminalidad) están vinculados con el crecimiento económico, y por tanto, con las posibilidades de desarrollo de un país.

La investigación en Uruguay no ha estado ajena a la importancia de este tema, por lo que se han llevado adelante estudios sobre la calidad del empleo a partir de la construcción de indicadores sintéticos que dan cuenta en términos generales sobre dicho fenómeno (Porrás-Arena, 2022; Porrás-Arena y Rodríguez, 2014), así como sobre cada una de las diferentes dimensiones que definen la calidad de un empleo (Lavalleja y Torres, 2022; Carrasco *et al.*, 2018; Maillot, 2016; Araya *et al.*, 2013).

A pesar de ello, quedan aún muchas preguntas sin responder. El trabajo de Porrás-Arena (2022) se centra en el estudio de la evolución de la calidad del empleo de los asalariados (1991-2018), y muestra que, si bien el crecimiento económico importa para lograr mejoras en la calidad de las ocupaciones, estas mejoras se dan recién a partir de 2005, cuando hay cambios significativos en la institucionalidad laboral favorables a su realización. Sin embargo, su estudio excluye del análisis, por ejemplo, a los cuentapropistas sin local, que suelen ser empleos de baja calidad, que fluctúan con las variaciones cíclicas de la actividad económica y que, en muchos casos, quedan por fuera de las normativas institucionales (Montero y Pérez, 2022; Pantea, 2022; Schippers, 2019; Meager, 2019; Amarante y Perazzo, 2013; Hughes, 2003). Así, si consideramos un período en el cual la información disponible permita incluir también a este tipo de ocupaciones en el análisis de la calidad del empleo, podremos tener una noción más global del problema.

Por otro lado, muchos estudios dan cuenta de brechas de género respecto a la participación en el mercado de trabajo de hombres y mujeres, en términos de niveles de empleo, desempleo e ingresos (Soria, 2022; Zurbrigg, 2021; Colacce *et al.*, 2020; UNCTAD, 2014; Espino y Pedetti, 2012; Borráz y Robano, 2010). Por lo tanto, es de esperar que en términos de la calidad de empleo también existan diferencias de importancia. En efecto, en el trabajo de [Porrás-Arena y Rodríguez \(2014\)](#) se desagrega el indicador de calidad según género, y encuentran una mayor precariedad laboral para las mujeres en los años específicos que se calculó dicho indicador (1991, 1998, 2001 y 2011). Sin embargo, por tratarse de estimaciones puntuales, dicho análisis no permite tener una idea global sobre la evolución de la brecha de género en términos de la calidad del empleo a lo largo de todo el período, ni de lo acontecido después de 2011. Esto es importante dado que, es de esperar que la reinstauración de los Consejos de Salarios a partir de 2005, que incluyeron por primera vez al sector de Servicios Domésticos en las negociaciones de 2008, hayan impactado, entre otras cosas, en forma diferencial sobre la calidad del empleo de las mujeres.

Asimismo, a partir de la investigación de [Porrás-Arena \(2022\)](#), se constata la existencia de una relación positiva entre la calidad del empleo y el crecimiento económico, para los asalariados utilizando un indicador sintético que incluye distintas dimensiones del problema (ingresos, precariedad, horas trabajadas, productividad y posibilidades de desarrollo). No obstante, en términos de política económica, es importante, además de tener una visión global del problema, conocer la evolución de cada una de las dimensiones por separado y su relación con el crecimiento económico, como forma de evaluar aquellos aspectos en los que no alcanza el crecimiento económico para la mejora de la calidad. Además, al introducir ambas dimensiones al análisis, la sintética y la desagregada, reducimos la pérdida de información y las subjetividades que puedan hallarse en la construcción del indicador

Por último, hay evidencia que indica la existencia de regímenes diferentes en períodos de crecimiento económico respecto a los períodos recesivos en los mercados de trabajo tanto respecto al desempleo ([Christopoulos *et al.*, 2019](#); [Knotek II, 2007](#)) como a los salarios ([Altavilla y Vinci, 2011](#); [Acemoglu y Scott, 1994](#)). Por tanto, es relevante estudiar si esto también ocurre en la relación entre la calidad del empleo y el crecimiento económico, dado que, en primer lugar,

tenemos evidencia de la existencia de no linealidades en dimensiones que hacen a la calidad del empleo, en segundo lugar, porque sabemos que en el mercado trabajo operan rigideces que pueden dar lugar a no linealidad y, por último, ya que los datos que se presentan en la sección (6.1) parecen sugerir una relación no lineal.

Por lo tanto, esta investigación pretende, a partir de la elaboración de un índice sintético de la calidad del empleo, y de la construcción de indicadores sobre cada una de las dimensiones de la calidad, abordar el estudio de la calidad del empleo que incluya, además de los asalariados, a las distintas categorías de ocupación, permitiendo tener una noción global del problema. Además, se pretende realizar un análisis que logre identificar si existen brechas de género en cuanto a la calidad de las ocupaciones, analizar la relación de cada dimensión por separado en su relación con el crecimiento económico e identificar posibles asimetrías entre las fases de crecimiento económico y recesión. El índice se construyó aplicando la metodología diseñada por Alkire y Foster para el estudio de la pobreza multidimensional. Para ello procesamos la Encuesta Continua de Hogares entre los años 2001 y 2019 considerando tres dimensiones del problema: las horas trabajadas, la formalidad y los ingresos laborales.

Los resultados revelan que la calidad del empleo muestra un comportamiento procíclico, aunque la sensibilidad al producto disminuye cuanto mayor es la cantidad de privaciones. Además, los ajustes de corto plazo son más rápidos en las ocupaciones con más privaciones. El análisis de no linealidades muestra un comportamiento asimétrico en diferentes fases del ciclo, con un deterioro más rápido durante recesiones y una mejora menos pronunciada en expansiones, para las ocupaciones más precarias. Por otra parte, encontramos evidencia estadística de un efecto diferencial de los Consejos de Salarios según el género. Las mujeres se benefician más de la negociación colectiva, especialmente en términos de mejoras salariales y mayor formalidad.

El resto del documento se estructura sobre seis secciones. La primera presenta los principales antecedentes sobre el tema (sección 2), a lo que sigue el marco teórico en el que se encuadra esta investigación (sección 3). Seguidamente, se explicita la pregunta y las hipótesis que nos hemos planteado (sección 4), y la estrategia empírica empleada para contrastarlas (sección 5). Los resultados obtenidos se muestran y analizan en la sección (6). Por último, se presentan las conclusiones que se extraen de esta investigación (sección 7).

2. Antecedentes

2.1. La calidad del empleo: definiciones preliminares

La calidad del empleo es un concepto amplio del que no existe una definición unívoca. En su sentido más amplio, es un concepto multidimensional que refiere a las características o factores vinculados al trabajo que afectan el bienestar del trabajador (Reinecke y Valenzuela, 2000; Van-Bastelaer y Hussmann, 2000). Estas características son, por un lado, las del trabajo realizado y del ambiente en el que se desarrolla, y por otro, las contractuales bajo las que se realiza (Muñoz de Bustillo *et al.*, 2011).

No obstante, estas definiciones genéricas dificultan su implementación empírica. En consecuencia, la mayor parte de las definiciones empleadas en la investigación sobre calidad del empleo, son lo que Farne (2003) denomina definiciones *por extensión*, esto es, por la inclusión y descripción de dimensiones o cualidades deseables de un empleo.

Una de las principales definiciones de este tipo, es la de trabajo decente de la OIT (1999) que, aunque no fue la primera definición (véase por ejemplo el trabajo de Jencks *et al.* (1988)), sí fue pionera en la búsqueda de formalizar el concepto. Anker *et al.* (2003), propusieron una sistematización del concepto de trabajo decente que consideraba aspectos como la oportunidad de trabajar, la libertad en la decisión de hacerlo, la productividad, la dignidad del trabajo, entre otras. Tanto esta sistematización como la de Ghai (2003) o posteriores de la OIT (2012), no lograron permear en la investigación aplicada ni en la política pública (Sehnbruch *et al.*, 2015). Al menos dos razones pueden esgrimirse para explicar su fracaso: la escasa disponibilidad de datos y la dificultad de comunicar una metodología muy compleja (Bescond *et al.*, 2003; Ward, 2004).

En este contexto, se han formulado nuevas definiciones con sus respectivas formas de medición procurando dar un marco de referencia. Así lo hizo la OCDE (Cazes *et al.*, 2013) cuya conceptualización se centra en tres ejes: ingresos, seguridad y ambiente laboral. Para esta investigación en particular, dado el relativo consenso existente en cuanto a la necesidad de seleccionar dimensiones para que estas definan a la calidad del trabajo, hemos decidido trabajar con aquellas empleadas por los autores que ya han investigado sobre el tema para Uruguay (i.e. Sehnbruch

et al. (2020), y *Porrás-Arena* (2022)). De esta forma es posible realizar comparaciones entre los resultados obtenidos.

Partiendo de la distinción de *Bonofiglio y González* (2004) entre aspectos monetarios y no monetarios, para esta investigación consideramos tres dimensiones que definen a un empleo de calidad, una monetaria (ingresos laborales) y dos no monetarias (informalidad y horas trabajadas).

2.2. Agregación o desagregación: justificaciones metodológicas

En virtud de la multidimensionalidad referida en la primera parte de esta sección (2.1), es que cabe señalar aquí la importancia de brindar un indicador sintético y de presentar también indicadores sobre cada una de las dimensiones de la calidad del empleo. Esto responde a que se trata de un debate recurrente en la literatura sobre la calidad del empleo, y en general, sobre la agregación o desagregación de indicadores económicos.

La utilización de indicadores sintéticos o compuestos presenta numerosas ventajas que podemos resumir en los siguientes puntos:

1. Simplificación: los indicadores compuestos permiten sintetizar asuntos o fenómenos complejos o multidimensionales en un solo valor. Esto favorece a la comprensión y comunicación (*Nardo et al.*, 2005; *Saltelli et al.*, 2005; *Saisana y Tarantola*, 2002; *Booyesen*, 2002).
2. Imagen global: los indicadores sintéticos permiten dar una imagen global del fenómeno observado, lo cual es relevante por la dificultad de encontrar una tendencia entre indicadores dispersos. Además, esta imagen global facilita las comparaciones entre países y permite observar su evolución relativa (*Nardo et al.*, 2005; *Saltelli et al.*, 2005; *Saisana y Tarantola*, 2002).
3. Eficiencia: la construcción de un indicador sintético sirve para reducir el número de variables consideradas a la hora de analizar un fenómeno, permitiendo ahorrar tiempo y recursos (*Mondéjar-Jiménez y Vargas-Vargas*, 2008; *Nardo et al.*, 2005; *Saltelli et al.*, 2005; *Saisana y Tarantola*, 2002).

Asimismo, han estado sujetos a numerosas críticas. Por reseñar las más frecuentes:

1. Simplificación excesiva: la composición de un indicador puede omitir aspectos importantes que llevan a su pérdida de precisión. A esto se agrega que una imagen simplificada puede llevar a los hacedores de política a aceptar conclusiones simplistas (Saltelli *et al.*, 2005; Saisana y Tarantola, 2002).
2. Sesgo en la selección de variables: la selección de variables y de sus ponderadores son decisiones subjetivas que pueden estar sujetas a sesgos. Esto puede afectar la objetividad de los resultados y puede llevar a erróneas interpretaciones económicas (Sharpe, 2004; Saisana y Tarantola, 2002).
3. Falta de contextualización: el indicador sintético carece del contexto específico que permita entender las causas y efectos subyacentes del comportamiento de cada variable individual (Saltelli, 2007).

En resumen, como apunta Saltelli (2007) la controversia discurre entre el eje analítico y el eje pragmático. La agregación cumple una finalidad pragmática, de sintetizar información dispersa en una sola variable. Pero analíticamente pierde riqueza al omitir información, y al ser, muchas veces, aproximaciones puramente empíricas al problema de la medición (Mondéjar-Jiménez y Vargas-Vargas, 2008).

En el caso de la calidad del empleo puntualmente, algunos autores han preferido analizar cada dimensión independientemente. Para Uruguay, tales han sido los casos de Carrasco *et al.* (2018), Maillot (2016), Araya *et al.* (2013), Amarante y Espino (2009), y Amarante y Arim (2005). Otros como Porras-Arena (2022), Porras-Arena y Rodríguez (2014) y Sehnbruch *et al.* (2020) han optado por los indicadores sintéticos. Si, como señala Rosen (1991), los indicadores compuestos o sintéticos se justifican si se adecúan al propósito previsto y tienen la aceptación de pares, estos antecedentes dan cuenta de que para nuestro objeto de estudio se ha justificado.

2.3. Evidencia empírica

2.3.1. La calidad del empleo y sus dimensiones

Para el caso uruguayo, se destacan dos líneas de investigación que utilizan un indicador sintético para estudiar la calidad del empleo. En primer lugar, la de Porras-Arena (2022) y

Porras-Arena y Rodríguez (2014); en segundo lugar, la de Sehnbruch *et al.* (2020). Aunque ambas comparten el haber seguido la metodología propuesta por Alkire y Foster, sus contribuciones se dan sobre campos diferentes. Mientras los trabajos de Porras-Arena (2022) y Porras-Arena y Rodríguez (2014) se limitan al caso uruguayo y hacen un análisis de la evolución del índice en el tiempo, Sehnbruch *et al.* (2020) estudian al Uruguay como parte de una muestra de países con técnicas de sección cruzada.

En este sentido, es la línea de investigación de Porras-Arena (2022) y Porras-Arena y Rodríguez (2014) la que más se aproxima al objetivo de esta investigación. Estos estudios arrojan luz sobre la evolución de la calidad del empleo desde los noventa y cuál es su relación con el crecimiento económico. Con ese objetivo, consideran cuatro dimensiones para su indicador sintético de empleos de mala calidad (IME): (i) los ingresos, (ii) la protección social, (iii) las horas trabajadas, y (iv) la productividad y oportunidades de desarrollo. Sobre la evolución de la calidad del empleo en el período estudiado por Porras-Arena (2022) (1991Q1-2018Q4), se encuentra que hasta 2004 la calidad del empleo en el Uruguay para los asalariados experimentó un proceso de deterioro que se revirtió a partir de 2005. Esta mejora llevó al índice de malos empleos a niveles inferiores a los registrados previo a la crisis de 2002. Mientras en la década anterior a la crisis, aproximadamente un 25 % de los asalariados presentaba al menos una privación, a partir de 2012 no llegaban al 15 %. Desagregando por dimensión, Porras-Arena (2022) encuentra que las dimensiones que refieren a las horas trabajadas y a la productividad y oportunidades de desarrollo son las más recurrentes en presentar privaciones. Dado que en este estudio sólo se analiza la calidad del empleo de los asalariados, no se llega a tener una idea global del problema, ya que se excluye a los cuenta propia sin local que son ocupaciones que suelen presentar problemas en varias dimensiones y que, además, se caracterizan por mostrar fluctuaciones cíclicas de importancia (Montero y Pérez, 2022; Pantea, 2022; Amarante y Perazzo, 2013).

En tanto, la investigación de Porras-Arena y Rodríguez (2014) que estudia cuatro años en particular (1991, 1998, 2001, y 2011) permite diferenciar entre hombres y mujeres y allí encuentran una mayor precariedad laboral para las mujeres. Pero esta investigación no cuenta con información que permita ver la trayectoria de la brecha de género a lo largo de todo el período,

ni lo sucedido después de 2011, considerando que la reinstauración de los Consejos de Salarios puede haber tenido un fuerte impacto en la calidad de las ocupaciones de las mujeres, debido a que, entre otras razones, por primera vez en Uruguay el sector Trabajo Doméstico fue incluido en las negociaciones a partir de 2008.

Paralelamente, [Sehnbruch et al. \(2020\)](#) ofrecen un buen marco de referencia dado que estudian a un conjunto de diez países latinoamericanos: Argentina, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Paraguay, Perú, y Uruguay. Esto permite conocer la situación relativa de Uruguay con respecto a otros países de la región, ampliando así la comprensión del fenómeno. De acuerdo con este estudio, Uruguay es el país con el mayor porcentaje de ocupados sin carencias en sus empleos (33,9%) en 2015. Además, este estudio deja en evidencia que bajas tasas de desempleo no coinciden con altos niveles de calidad del empleo, pudiendo coexistir bajo desempleo con alto número de privaciones en las diferentes dimensiones de la calidad del empleo.

Por otra parte, son numerosos los estudios que analizan la evolución que han tenido en Uruguay cada una de las dimensiones independientemente. En términos generales, los resultados a los que arriban indican una mejora en los indicadores de la calidad del empleo en las últimas dos décadas, pero con severas heterogeneidades.

En este sentido, sobre las horas trabajadas encuentran una reducción de la jornada laboral, y especialmente una baja del porcentaje de ocupados con jornadas laborales excesivas (más de 48 y de 60 horas) que se redujeron a menos de la mitad ([Lavalleya y Torres, 2022](#); [Carrasco et al., 2018](#); [Araya et al., 2013](#)) desde 2005. Este descenso de las horas trabajadas en una economía en crecimiento, tuvo como resultado un aumento de la productividad aparente ([Carrasco et al., 2018](#)). Sin embargo, el subempleo mostró una caída desde 2006 hasta 2011, pero un leve aumento a partir de ese año estabilizándose en el 10% ([Lavalleya y Torres, 2022](#)).

La informalidad, entendida como no registro en la seguridad social, también mostró una reducción concentrada entre los años 2006 y 2012 en que pasó de un 35% a un 26% de los ocupados ([Lavalleya y Torres, 2022](#); [Carrasco et al., 2018](#); [Amarante et al., 2016](#); [Araya et al., 2013](#)). Pero esta mejora en la situación laboral de los ocupados oculta profundas diferencias entre Montevideo e Interior ([Lavalleya y Torres, 2022](#); [Amarante et al., 2016](#)), mostrando el

primero mejores valores. A su vez, dentro del interior del país, las situaciones más graves se constatan en las zonas norte y noreste con tasas de no registro que alcanzan el 40% (Carrasco *et al.*, 2018; Araya *et al.*, 2013). También se observan grandes diferencias entre sectores de actividad, con una alta concentración de la informalidad en sectores como la construcción, la pesca y el servicio doméstico (Lavalleja y Torres, 2022; Carrasco *et al.*, 2018).

Los ingresos medidos en términos reales experimentaron un ascenso durante el período 2006 – 2019 (Lavalleja y Torres, 2022; Carrasco *et al.*, 2018; Araya *et al.*, 2013). En consecuencia, también bajó el porcentaje de personas cuyos ingresos laborales se ubicaban por debajo del Salario Mínimo Nacional (Araya *et al.*, 2013). Al mismo tiempo, la distribución de los ingresos se contrajo reduciéndose la desigualdad en ingresos laborales y trasladándose la mediana hacia la derecha (Carrasco *et al.*, 2018).

Por lo tanto, aunque el dinamismo del mercado laboral uruguayo haya propiciado mejoras en términos de horas trabajadas, formalidad e ingresos, subsisten diferencias que solo se capturan al desagregar a la población. En este caso, se observa que los indicadores de calidad del empleo se correlaciona con la edad, el nivel educativo, la ascendencia étnica, el sector de ocupación, y la ubicación geográfica (Lavalleja y Torres, 2022; Carrasco *et al.*, 2018).

2.3.2. Calidad del empleo y crecimiento económico

La relación entre la calidad del empleo y el crecimiento económico ha sido investigada por diversos autores para varios países. Pero lejos está de existir un consenso sobre las características particulares de esta relación. En lo que sí parece existir acuerdo es en torno a lo que la OIT (2013) afirma respecto a que el crecimiento económico *per se* no genera mayor cantidad y calidad de empleos, pero que sí es un requisito para generarlos.

Para Uruguay, esto se verifica con los resultados obtenidos por Porras-Arena (2022) y por Porras-Arena y Rodríguez (2014). Para el período 1991Q1-2018Q4, Porras-Arena (2022) encuentra que el crecimiento económico no es suficiente para mejorar la calidad del empleo de los asalariados, estando esta última más vinculada al marco institucional en el que se desarrollan las relaciones laborales. En su investigación, identifica que la relación positiva entre calidad del empleo y crecimiento económico se verifica solamente a partir de 2005, cuando se produjeron

significativos cambios institucionales como la reinstauración de la negociación colectiva y el aumento del salario mínimo. El período de crecimiento anterior (1991-1998) no tuvo efectos sobre la calidad de las ocupaciones.

Conclusiones análogas se extraen de otros casos latinoamericanos, como en las investigaciones de [Farne y Vergara \(2015\)](#) y de [Ruiz-Tagle y Sehnbruch \(2015\)](#) para Colombia y Chile, respectivamente. En ambos casos se consideran períodos caracterizados por el fuerte crecimiento económico experimentado en la región en la primera década del siglo. Sin embargo, mientras en Colombia [Farne y Vergara \(2015\)](#) encuentran que los indicadores de calidad del empleo experimentaron mejoras, para Chile, [Ruiz-Tagle y Sehnbruch \(2015\)](#) no identifican avances en las condiciones contractuales de los trabajadores. Entonces, se observa que períodos de crecimiento económico y aumento sustantivo de la tasa de ocupación, no conllevan necesariamente a aumentos en la calidad del empleo.

Por su parte, [Jiménez \(2016\)](#) para Argentina identifica que la tasa de empleos de calidad sigue un comportamiento procíclico, al mismo tiempo que la informalidad sigue uno contracíclico. Este hallazgo respecto a la informalidad es coincidente con varios estudios para distintos países de la región como México y Brasil ([Fernández Martín y Meza, 2015](#); [Bosch y Maloney, 2008](#)). Esto no impide que se produzcan episodios concretos en los que la informalidad actúa procíclicamente, como señalan [Fiess et al. \(2010\)](#). De tal forma, es esperable un comportamiento contracíclico, aunque puedan observarse excepciones.

3. Marco teórico

El marco teórico para esta investigación aplicada se estructura sobre tres ejes. El primero, son los fundamentos microeconómicos que hay por detrás de la existencia de ocupaciones de calidad heterogénea. Estos fundamentos permiten comprender por qué existen ocupaciones de baja y alta calidad, y cuáles son las implicancias para la firma y para el trabajador de mejorar la calidad de su trabajo. El segundo, es un enfoque macroeconómico que se interioriza en las relaciones entre el ciclo económico y las variables del mercado de trabajo, especialmente en las dimensiones que hacen a la calidad del empleo. Por último, el tercer eje corresponde a las posibles no linealidades. En el se utilizan argumentos microeconómicos y macroeconómicos al explicar cómo las fases del ciclo pueden afectar las decisiones de trabajadores y firmas respecto a las ocupaciones que demandan y ofrecen.

3.1. La decisión microeconómica

En el mercado laboral existen dos tipos de agentes: los trabajadores que ofrecen trabajo, y las firmas que lo demandan. En un contexto donde el trabajo no es homogéneo en calidad, es dable asumir la existencia de empleos de alta calidad y de empleos de baja calidad, de acuerdo a un conjunto de dimensiones predefinidas.

Si tenemos en cuenta las dimensiones consideradas en esta investigación (horas trabajadas, informalidad e ingresos laborales), habría elementos para suponer la existencia de incentivos para las firmas de ofrecer empleos de baja calidad. Por un lado, siendo los ingresos del trabajador un costo para la empresa es razonable suponer que la firma buscará minimizarlo con el objetivo de alcanzar el máximo beneficio posible. De igual manera, dada una probabilidad de detección y de castigo, una firma podría ofrecer empleos informales como forma de evadir el pago de aportes que supone un costo en su función de producción. Por último, dado un ingreso constante y asumiendo rendimientos crecientes del trabajo, la firma podría buscar extender el horario del trabajador para tener mayores beneficios a igual pago de salarios.

Por lo tanto, resulta interesante conocer los incentivos de los agentes que interactúan en el mercado laboral para ofrecer y demandar empleos de alta calidad. En este sentido, existe una

cuantiosa evidencia empírica que muestra que la mejora de las condiciones laborales (particularmente los ingresos) se traduce en beneficios para la firma, además de para el trabajador cuyo bienestar aumenta por el incremento de su ingreso. Esta literatura se desarrolla en torno a tres ejes:

1. Mejores salarios conllevan a una mayor productividad de los trabajadores vía esfuerzo o motivación (Mas, 2006; Reich *et al.*, 2003; Levine, 1992; Holzer, 1990; Yellen, 1984).
2. Mejores salarios permiten captar a mejores trabajadores (Dal Bó *et al.*, 2013) y reducir los costos de contratación y entrenamiento de nuevos al lograr una mayor permanencia (Dube *et al.*, 2007; Fairris *et al.*, 2015; Reich *et al.*, 2003).
3. Mejores salarios permiten reducir los comportamientos indeseados de los trabajadores (Reich *et al.*, 2003; Rebitzer, 1995; Cappelli y Chauvin, 1991; Groshen y Krueger, 1990).

De lo anterior surge, entonces, que tanto para las firmas como para los trabajadores existen incentivos para ofrecer y ocupar empleos de alta calidad. La satisfacción del empleado (aproximable a su bienestar) y el desempeño de la firma estarían relacionados (Clark, 2005; Harter *et al.*, 2002).

Finalmente, resta comprender los mecanismos por los cuales un trabajador puede ocupar un empleo de baja calidad habiendo empleos de alta calidad en el mercado. Los modelos de búsqueda y emparejamiento ofrecen una explicación intuitiva. Los trabajadores buscan empleo a una determinada intensidad (s_i), y mientras lo hacen perciben un ingreso (z_i). Al recibir una propuesta de trabajo, deciden si aceptarla o rechazarla. Cada propuesta va acompañada de un salario (w_i). En este contexto, un trabajador puede aceptar un trabajo con un menor salario (pero mayor a z_i) en lugar de esperar a recibir una propuesta con un salario superior. Especialmente, el desarrollo de Dolado *et al.* (2009) permite explicar por qué trabajadores con calificaciones para acceder a empleos de alta calidad pueden terminar ocupando un empleo de baja calidad. Esto se explica por el *mismatch* temporario en el que trabajadores calificados ocupan puestos de baja calificación mientras buscan otro trabajo en el que desempeñarse. En efecto, el cambio al modelo de Albrecht y Vroman (2002) que le permite explicar esta dinámica es la búsqueda de trabajo estando ocupado.

3.2. La perspectiva macroeconómica

A nivel macroeconómico, las relaciones entre el ciclo económico real y las variables del mercado de trabajo han tenido como principal exponente a la relación de Okun. La relación propuesta por [Okun \(1962\)](#) entre la tasa de desempleo y el crecimiento económico se trata de una regularidad empírica cuya importancia puede resumirse en tres aspectos: (i) se ha vuelto una referencia para los hacedores de política para medir el costo de mayor desempleo, (ii) la curva de oferta agregada puede obtenerse combinándola con la curva de Phillips, y (iii) la eficacia de las políticas antiinflacionarias depende de la respuesta de la tasa de desempleo a cambios en la tasa de crecimiento del producto ([Huang y Lin, 2006](#)). Esta regularidad, que ha sido verificada para diferentes países incluido Uruguay ([Merlo y Porras-Arena, 2019](#); [Tapie et al., 2020](#)), da cuenta de una relación negativa entre ambas variables.

Pero siendo que el desempleo es una variable resumen del mercado de trabajo, que recoge los cambios cíclicos de la demanda y de la oferta de trabajo, hay autores que analizan en forma más desagregada dicha relación, incluyendo, además de la tasa de desempleo, a la tasa de actividad y empleo ([Ball et al., 2019](#); [Sogner y Stiassny, 2002](#)). Sin embargo, la información que aporta sigue siendo limitada. La posibilidad de que exista crecimiento económico con aumento de la tasa de empleo pero sin mejoras en la calidad del empleo ha sido constatada. Esto significa que limitar el análisis del comportamiento del mercado laboral a las variables cuantitativas más frecuentes (tasas de desempleo, empleo y actividad) brinda una imagen inacabada de la realidad. De esta manera, reformular la relación para cada una de las dimensiones consideradas (horas trabajadas, informalidad e ingresos laborales) así como para el índice sintético, se justifica como una nueva aproximación al estudio del comportamiento del mercado laboral en las diferentes fases del ciclo económico. Una similar aproximación tuvo [Samanamud Valderrama \(2021\)](#) al incluir como variable dependiente en el estudio de la relación de Okun al subempleo.

En términos de [Ocampo y Sehnbruch \(2015\)](#), esto significa apartarse del estudio de las variables tradicionales (tasas de desempleo, empleo, actividad, y salarios reales) para adentrarse en las no tradicionales, cuya relación con el ciclo económico no es tan directa. En el caso de la calidad del empleo, desagregarla en sus dimensiones nos facilita encontrar fundamentos teóricos que expliquen su comportamiento respecto al ciclo. En particular, la prociclicidad de

los ingresos y de las horas trabajadas, es un hecho estilizado que recoge la mayor parte de los modelos de ciclo económico real (Romer, 2002). Por su parte, la informalidad se muestra contracíclica en la mayor parte de los países de la región, permitiendo modelizarlo teóricamente como lo hicieron Lambert *et al.* (2020) quienes computan un modelo estocástico de equilibrio general capaz de explicar esta respuesta cíclica de la informalidad a las variaciones del producto, al mismo tiempo que la muestra como un mecanismo de absorción que reduce la transición en el margen empleo-desempleo. Esto último es importante cuando se tiene en cuenta que el coeficiente de Okun es menor en los países en desarrollo, y que una de las razones señaladas para esta brecha ha sido la existencia de un sector informal mayor en las economías emergentes (Porras-Arena y Martín-Román, 2023; Ball *et al.*, 2019; Fondo Monetario Internacional, 2012).

Para sintetizar, la relación de Okun ofrece el modelo que servirá para estudiar la relación cíclica macroeconómica entre la calidad del empleo y la variación del producto. Para ello, en lugar de considerar a la tasa de desempleo como variable dependiente, utilizaremos a cada una de las dimensiones de la calidad del empleo y a su indicador sintético. Los modelos teóricos señalados muestran que estas dimensiones tienen efectivamente un comportamiento cíclico. Para los ingresos y las horas trabajadas el comportamiento es procíclico y para la informalidad es contracíclico.

3.3. No linealidades en el mercado de trabajo

Al estudiar la relación entre las fluctuaciones cíclicas del producto y las variables que definen a la calidad del empleo, así como a su indicador sintético, es necesario definir el tipo de relación que esperamos de ellas. Las relaciones lineales son las más utilizadas y, en efecto, es el tipo de relación que han investigado todos los antecedentes reseñados. Sin embargo, las especificaciones lineales de los modelos podrían ser una restricción que le impone el investigador partiendo del supuesto de linealidad. Este supuesto, es al menos cuestionable cuando consideramos la evidencia existente respecto a cómo se comportan otras variables del mercado de trabajo ante las fluctuaciones cíclicas de la economía.

Luego de críticas como la de Knotek II (2007) sobre la no linealidad de la relación entre el crecimiento del producto y el desempleo, se han producido avances en el estudio de las no

linealidades entre estas variables, hallándose resultados que confirmarían la hipótesis de que la relación no es lineal.

Como sostienen [Christopoulos et al. \(2019\)](#), ignorar las no linealidades afecta las proyecciones macroeconómicas, además de que cambiaría la intensidad de las políticas de estabilización necesarias de acuerdo con la fase del ciclo. En su investigación, se evidencia la existencia de tales no linealidades, además de caracterizarlas para los Estados Unidos.

Otros estudios anteriores, que definían exógenamente los cambios de régimen, también encontraron evidencia a favor de la hipótesis de la no linealidad. Ejemplos de ello son los trabajos de [Huang y Lin \(2006\)](#) y [Valadkhani y Smyth \(2015\)](#) para Estados Unidos, [Koutroulis et al. \(2016\)](#) para Grecia, entre otros.

Además, investigaciones como la de [Acemoglu y Scott \(1994\)](#) para el Reino Unido o [McFarlane et al. \(2014\)](#) para Canadá, evidencian la existencia de no linealidades no sólo para el desempleo sino también para otras variables del mercado laboral como los salarios reales y las vacantes.

Estos hallazgos empíricos sobre el comportamiento de las variables del mercado de trabajo, no carecen de fundamentos teóricos. Las reacciones asimétricas de las variables del mercado de trabajo a las fases del ciclo económico real, pueden argumentarse por al menos dos vías: (i) la presencia de variaciones sectoriales (*sectoral shifts*) y (ii) las rigideces y fricciones que le son propias a este mercado.

La literatura sobre cambios en la composición sectorial indica que la manera asimétrica en la que responden las variables del mercado de trabajo a las fluctuaciones del producto obedece a las variaciones que ocurren entre sectores de la economía. Los cambios relativos en el desempeño entre sectores llevan aparejados cambios en la demanda de trabajo y en la evolución general del mercado ([Neelin, 1987](#)). Por lo tanto, si los sectores se comportan de una manera diferenciada entre fases expansivas y recesivas del ciclo, también lo harán los puestos de trabajo asociados a ellos ([Hassan y Kandil, 2014](#)). Estas consideraciones también pueden ser válidas para el largo plazo ([Casetti y Pandit, 1987](#)). A modo de ejemplo, el comportamiento de la calidad de las ocupaciones no es esperable que sea idéntico si una fase de crecimiento económico viene traccionada por sectores intensivos en mano de obra calificada, que si lo hace en sectores

intensivos en mano de obra no calificada.

Por su parte, las fricciones también pueden llevar a comportamientos no lineales, con fases contractivas muy agudas, y fases expansivas más tenues, como lo desarrolla el modelo de [Burgess \(1992\)](#). Este modelo arguye que por detrás de estas respuestas diferenciales se encuentran los problemas de emparejamiento (*matching*). Los costos de búsqueda para el trabajador y de contratación de la firma se acrecientan conforme aumenta la estrechez de mercado (*tightness*). Al mismo tiempo, existen costos de despido que son crecientes con el grado de sindicalización. Definiendo la estrechez como el cociente de aplicaciones por vacante, es su evolución a lo largo del ciclo la que explica por qué el mercado se ajusta más rápidamente durante la recesión (menos estrecho) que durante el crecimiento (más estrecho). Esto, a su vez, puede verse potenciado por el diferente poder de negociación que tienen los sindicatos en cada caso. Por su parte, el modelo de [Kohlbrecher y Merkl \(2022\)](#) hace énfasis en los costos de entrenamiento como fundamento del comportamiento asimétrico.

Dentro de las rigideces, las más señaladas son la rigidez nominal a la baja del salario y el salario mínimo. Las rigideces que imponen estas limitaciones se hacen efectivas y son más relevantes en escenarios recesivos, incluso cuando la tasa de desempleo comienza a descender ([Daly y Hobijn, 2014](#); [Rose, 1967](#)). Por lo tanto, ante caídas en la actividad económica las firmas no pueden definir sobre el margen salarial por lo que el ajuste procede por otras vías, como cantidad o calidad. Como contrapartida, durante períodos de expansión las variables no ajustan a la par con la actividad económica, lo que lleva a la presencia de histéresis. La histéresis ha sido ampliamente estudiada para el desempleo ([Hershbein y Stuart, 2022](#); [Lee, 2010](#); [Pérez-Alonso y Sanzo, 2010](#); [Lin et al., 2008](#)), pero es razonable que ocurra en otras variables del mercado de trabajo. Además, también se verifica que la diferente respuesta del desempleo a las fases del ciclo producido por la histéresis es desigual entre diferentes niveles de calificación de los trabajadores [Oreopoulos et al. \(2012\)](#). Por fuera de las rigideces nominales, también se han esgrimido como motivos de su existencia las interacciones *insider-outsider* ([Blanchard y Summers, 1986](#)) y los efectos de capital humano ([Layard et al., 1991](#)). Cabe agregar que otros aspectos de la institucionalidad del mercado laboral como la protección social, también influyen en la no linealidad de las respuestas del mercado de trabajo ([Arestis et al., 2020](#)).

En tanto, la oferta de trabajo también tiene comportamientos asimétricos e incluso diferenciados entre grupos sociales (Hotchkiss y Robertson, 2012). Como indican Hotchkiss y Robertson (2012), por un lado, los individuos son más proclives a entrar al mercado por una perspectiva de mejora, que a salir por una perspectiva de salida; por otro, para mujeres, afrodescendientes y personas de menor nivel educativo, la elasticidad es mayor.

Por último, dada la diversidad de fuentes posibles de generar comportamientos no lineales, las políticas públicas que afecten a cualquiera de ellas, también tendrán efectos en la reacción asimétrica que tengan las variables del mercado de trabajo, y la calidad del empleo que es de nuestro particular interés. Si se ejecutan políticas de estímulo sectorial, se fortalecen los sistemas de protección social, se flexibilizan los contratos laborales, o se promueve la participación en el mercado de ciertos grupos sociales, se pueden esperar cambios en los comportamientos de acuerdo a la fase cíclica del producto.

En conclusión, existe una sólida evidencia empírica que da indicios de que las variables del mercado de trabajo no necesariamente siguen un comportamiento lineal con respecto al ciclo económico y existen también razones teóricas que justifican estos hallazgos. Por lo tanto, es razonable preguntarse por cómo reaccionan las variables de la calidad del empleo, de las que no conocemos antecedentes que evalúen posibles no linealidades. Especialmente, cuando en la observación gráfica de los datos identificamos pendientes diferentes (ver sección (6.1)).

4. Pregunta de investigación e hipótesis

Dado que el objetivo de esta investigación es conocer cómo se comporta la calidad del empleo en relación al dinamismo de la economía, la pregunta que nos proponemos responder es: ¿cuál es la elasticidad de la calidad del empleo para el conjunto de los ocupados a las variaciones del producto? Accesoriamente, y siguiendo la discusión anterior, nos planteamos esta misma pregunta, pero para cada una de las dimensiones que hacen a la calidad del empleo aquí consideradas: horas trabajadas, informalidad e ingresos laborales; y para cada uno de los grupos estudiados: hombres, mujeres y ocupados de ambos sexos.

Además, como hemos señalado que pueden existir comportamientos asimétricos según la fase del ciclo, nos preguntamos si la reacción de la calidad del empleo y sus dimensiones a las variaciones en el crecimiento es lineal, es decir, si en períodos de crecimiento y de recesión la elasticidad es la misma.

En base a los antecedentes consultados y al marco teórico sobre el que fundamos esta investigación, es que planteamos cuatro hipótesis principales. La primera, es que la calidad del empleo tiene un comportamiento procíclico, por lo que su elasticidad es de signo positivo, y su magnitud será levemente mayor a la encontrada por [Porras-Arena \(2022\)](#).

Como ya hemos mencionado, no encontramos antecedentes que hallen una relación contracíclica entre calidad y crecimiento. Los antecedentes consultados encuentran todas relaciones procíclicas que son consistentes con el marco teórico presentado¹, aunque con diferencias respecto a la magnitud. En este caso, por la similitud en el tiempo y el espacio con el trabajo realizado por [Porras-Arena \(2022\)](#) esperamos que la magnitud no difiera en gran medida de sus resultados. Solamente podemos esperar que sea levemente superior por la inclusión de los cuentapropistas que suelen tener un fuerte comportamiento contracíclico.

La segunda, es que las privaciones en cada dimensión son contracíclicas, y con magnitudes diferentes, siendo los ingresos la variable más elástica.

De acuerdo a la mayoría de la literatura presentada, las privaciones aumentan en períodos recesivos y disminuyen en períodos de crecimiento. Esperamos que de ellas los ingresos sean

¹En períodos de crecimiento se espera que mejoren las condiciones laborales al aumentar los niveles de empleo y la remuneración de los factores.

los más elásticos ya que tanto las horas como la formalidad corresponden a características más estructurales de la economía y las ocupaciones.

La tercera, es que la calidad del empleo sigue un comportamiento no lineal, siendo mayor su elasticidad a las fases contractivas que a las fases expansivas del ciclo económico.

Esto es esperable, por un lado, por razones teóricas que indican la existencia de problemas de matching, rigideces nominales, y de histéresis. Pero además, por características de los indicadores que notaremos más adelante entre períodos recesivos y de crecimiento (sección (6.1)).

Finalmente, también nos planteamos la hipótesis de que los resultados entre hombres y mujeres son significativamente diferentes, con motivo de la segregación existente en el mercado de trabajo que fue mencionada en la sección (1).

5. Estrategia empírica

5.1. Construcción de las series

5.1.1. Índice de Ocupaciones de Baja Calidad

Para estudiar la calidad del empleo, utilizamos un índice que permite sintetizar información sobre las dimensiones que definen la calidad de las ocupaciones. A este índice lo llamamos Índice de Ocupaciones de Baja Calidad (IOBC). Como lo dice su nombre, este índice es un indicador de baja calidad del empleo, por lo cual un aumento del IOBC es un deterioro de la calidad del empleo, y a la inversa, una caída del IOBC es una mejora en la calidad del empleo.

La construcción del IOBC sigue la metodología de [Alkire y Foster \(2011\)](#) y [Alkire \(2013\)](#), que fue empleada por los dos antecedentes que estudian el caso uruguayo. Este índice, que fue originalmente propuesto para medir la pobreza multidimensional, permite medir la incidencia y la intensidad de la mala calidad de los empleos, a la vez que puede descomponerse por dimensión. Esto permite tener un indicador sintético de la calidad del empleo, informativo de su evolución general.

Para la construcción del índice, es necesario definir las dimensiones, que en nuestro caso serán las tres ya señaladas (horas trabajadas, formalidad e ingresos laborales). Considerar un número reducido de dimensiones sigue el principio de parsimonia, que de acuerdo con [Alkire y Santos \(2014\)](#) es fundamental para facilitar su comunicación. A continuación definimos dos umbrales. Primero, un umbral (z_j) para cada dimensión (j) que indica cuándo existe privación. Segundo, un umbral (k) que define el número de privaciones a partir del cual consideramos a una ocupación como de baja calidad.

Definimos al índice como:

$$IOBC = H \times A \quad (1)$$

donde H es la tasa de recuento y A informa sobre la intensidad de las privaciones. Esto se observa al desarrollar la ecuación (1), donde $H = \frac{q(k)}{n}$ y $A = \sum_{i=1}^q \frac{c_i(k)}{q(k)}$. Aquí podemos ver que la tasa de recuento H , es el cociente entre la cantidad de ocupaciones de baja calidad (para

un determinado K) sobre el total de ocupaciones. Por lo tanto, H informa el porcentaje de ocupaciones que consideramos de baja calidad. La intensidad de la baja calidad, dado por A , indica cuántas privaciones presentan los empleos de baja calidad (dado un K). De esta forma, un $H = 0,5$ indica que el 50 por ciento de las ocupaciones son de baja calidad, y un $A = 0,5$ indica que, en promedio, las ocupaciones de baja calidad presentan privaciones en el 50 por ciento de las dimensiones.

De las ecuaciones anteriores se deriva que:

$$IOBC = H \times A = \frac{q}{n} \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q c_i(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n c_i(k) \quad (2)$$

siendo c_i la cantidad de privaciones que presenta esa ocupación, $q(k)$ la cantidad de ocupaciones que tienen al menos k dimensiones con privación, y n el total de ocupaciones de la economía bajo estudio. Es directo observar entonces que el índice se encuentra entre 0 y 1, alcanzando la unidad cuando todas las ocupaciones tienen privaciones en todas las dimensiones (i.e. cuando $q(k) = n$). Sus variaciones pueden estar indicando cambios tanto en la cantidad de empleos de baja calidad como cambios en la cantidad de problemas que presentan los empleos de baja calidad.

Para mantener la comparabilidad de los resultados, la definición de los umbrales seguirá, en parte, los criterios definidos por [Porras-Arena \(2022\)](#) y [Porras-Arena y Rodríguez \(2014\)](#). Estos criterios son que habrá privación en la dimensión:

- horas trabajadas, cuando las horas trabajadas en la ocupación principal sean inferiores a las 40 horas semanales y el individuo esté dispuesto a trabajar más horas (subempleo) o cuando supere las 48 horas semanales (jornada laboral excesiva²);
- informalidad, cuando no cuente con cobertura de la seguridad social en su ocupación principal, y por tanto carezca de derechos jubilatorios y de acceso a seguros por desempleo o enfermedad, es decir, que seguimos una definición legalista³; y

²Este umbral es el mismo que utilizan los antecedentes de [Porras-Arena \(2022\)](#), [Sehnbruch et al. \(2020\)](#), y [Araya et al. \(2013\)](#). Se justifica en las Convenciones de la OIT sobre Horas de Trabajo desde 1919 y la Directiva Europea de Tiempo de Trabajo de 2003.

³Otros enfoques, como el estructuralista, identifican la informalidad con la baja productividad de los sectores ([Amarante y Espino, 2009](#)). Por esta razón es que puede hablarse, por un lado, de empleo informal (como en esta investigación), y por otro, de empleo en el sector informal ([ILO, 2023](#); [Dell'Anno, 2022](#)).

- ingresos laborales, cuando el ingreso de la ocupación principal considerando una semana laboral de 40 horas no supere:
 - el monto de dinero que corresponde a la línea de pobreza por hora equivalente (privación absoluta)
 - el 50 % de la mediana de su tipo de ocupación ⁴ (privación relativa).

A diferencia de los umbrales definidos en [Porrás-Arena \(2022\)](#), en este caso incorporamos un umbral adicional para la dimensión de ingresos que, en lugar de depender de un valor absoluto (línea de pobreza) depende de la distribución de esos ingresos en su categoría ocupacional (privación relativa). De esta forma, exploramos cómo se comporta esta dimensión, y por tanto, la calidad del empleo, cuando en lugar de tener un mismo umbral para todos los tipos de ocupaciones, tenemos uno específico para cada una según su tipo. Esto nos da, por un lado, una mayor robustez a las conclusiones extraídas respecto al comportamiento de los ingresos, matiza la arbitrariedad que puede criticarse en la fijación de un umbral, y evita que ocupaciones muy diferentes sean juzgadas con el mismo criterio. En este sentido, podemos ver que un mismo ingreso puede ser una privación para un tipo de ocupación donde la mediana de los ingresos son relativamente altos (por ejemplo, los profesionales) pero no serlo para otro tipo de ocupación en la que los ingresos son más bajos (por ejemplo, en operarios).

5.1.2. Series de privaciones

Partiendo de los mismos umbrales que fueron detallados anteriormente, construimos las series para cada dimensión. Es decir, que construimos series de privaciones en horas trabajadas, en formalidad y en ingresos laborales. Estas últimas, tanto para cuando fijamos un umbral absoluto (por línea de pobreza) como cuando fijamos un criterio relativo (como porcentaje de la mediana). Cada una de estas variables indica el ratio de ocupaciones que presentan la privación.

⁴Este umbral se definió de acuerdo con los criterios más frecuentemente utilizados para la medición de la pobreza relativa, como puede verse en el caso uruguayo en [Brun y Colacce \(2019\)](#). Por otra parte, “tipo de ocupación” refiere a las siguientes diez categorías: (i) FF.AA., (ii) Adm. Pública, (iii) profesionales, científicos e intelectuales, (iv) técnicos y profesionales de nivel medio, (v) empleados de oficina, (vi) comerciantes, (vii) agricultores, (viii) operarios y artesanos de artes mecánicas, (ix) operadores y montadores de máquinas, y (x) trabajadores no calificados.

5.2. Fuentes de datos

Los datos sobre el mercado de trabajo utilizados en esta investigación fueron construidos a partir del procesamiento de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE) compatibilizadas por el Instituto de Economía (IECON) para los años 2001 a 2019. De las encuestas, consideramos únicamente a la población ocupada de localidades de 5.000 o más habitantes, para que la muestra fuese uniforme a lo largo de todo el período estudiado⁵. Las variables obtenidas fueron: horas trabajadas, informalidad, e ingresos laborales en la ocupación principal. Para los ingresos computamos los pagos en dinero y en especie, incluyendo comisiones y propinas. Por su parte, a la informalidad la obtuvimos sobre la cobertura por la seguridad social de la ocupación principal. Asimismo, del INE obtuvimos la serie de la línea de pobreza para Montevideo e Interior, necesaria para la construcción del umbral de ingresos en términos absolutos.

La construcción de las series que luego utilizamos en las estimaciones implicó pasar por varias etapas. En primer lugar, generamos las series de ingresos reales, línea de pobreza real y una línea de pobreza relativa⁶. En segundo lugar, con los umbrales (z_j) definidos para cada una de las tres dimensiones (horas trabajadas, formalidad e ingresos laborales), identificamos los casos en que existía una privación. A partir de esta identificación calculamos el número de privaciones que presenta cada ocupación.

Con estas variables construidas ya pudimos proceder al cómputo de los valores de H (tasa de recuento) y de A (indicador de intensidad) del IOBC. Para el primero, contamos la cantidad de ocupaciones que presentaban al menos una privación ($K=1$), al menos dos ($K=2$), y tres privaciones ($K=3$), y lo dividimos entre la cantidad de ocupados. Como el umbral k para determinar cuándo una ocupación es de baja calidad es una decisión arbitraria del investigador, en este trabajo utilizamos los tres posibles umbrales. En cuanto al componente A , calculamos el cociente entre el número de privaciones que presentan las ocupaciones de baja calidad y

⁵A partir de 2006 la Encuesta adquiere representatividad nacional al ampliar su cobertura para el total del país.

⁶Primero, fue necesario seleccionar la muestra de interés (personas ocupadas en el ámbito urbano) y generar las variables accesorias que permitieran definir *a posteriori* las privaciones. De esta manera, construimos una serie de ingresos reales de la ocupación principal (es decir, deflactados por IPC) por hora trabajada. Análogamente, calculamos una Línea de Pobreza Real (LPR) por hora para Montevideo e Interior, a partir de deflactar la línea de pobreza del INE por el IPC y considerando una jornada laboral de 40 horas semanales. Paralelamente, para cada uno de los tipos de ocupaciones computamos su mediana de ingresos en la ocupación principal. A partir de esta serie de medianas, construimos una del 50% de estos valores, teniendo así una serie de línea de pobreza relativa.

el total de ocupaciones de baja calidad, para un determinado k . Es preciso señalar que este procedimiento lo realizamos para el total del ocupados, para los hombres, y para las mujeres, independientemente.

Para la serie que identifica el crecimiento económico se utilizó el Producto Interior Bruto (PIB) del Banco Central del Uruguay (BCU). En particular utilizamos el Índice de Volumen Físico (IVF) del PIB trimestral con base 100 en 2016. Para este trabajo, usamos su transformación logarítmica. Su uso en logaritmos responde tanto a la intención de suavizar la variabilidad de la serie como para la finalidad última de obtener una semielasticidad.

5.3. Metodología econométrica

Para obtener las semielasticidades de la calidad del empleo respecto al producto, utilizamos modelos de vectores autorregresivos con corrección del error (VECM) para su especificación lineal, modelos autorregresivos con rezagos distribuidos para la especificación lineal de la relación de corto plazo, y modelos no lineales autorregresivos con rezagos distribuidos para su especificación no lineal en el corto plazo. En total estimamos noventa modelos, de los cuales treinta fueron VECM, y sesenta fueron uniecuacionales (treinta autorregresivos lineales y treinta autorregresivos no lineales). Los treinta modelos por cada metodología surgen de haber estimado dieciocho modelos para el IOBC ⁷ y doce para las privaciones⁸.

Previamente, realizamos los contrastes de raíces unitarias ADF y KPSS para verificar el orden de integración de las series ⁹.

5.3.1. Modelización lineal

Para evaluar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables se siguió la metodología propuesta por Johansen (1995, 1988) para el testeo de cointegración. En un marco de series integradas de primer orden y cointegradas, el modelo de vectores autorregresivos óptimo

⁷Para el IOBC fueron dieciocho modelos en cada caso ya que estimamos modelos independientes para hombres, para mujeres, y para toda la población; para ocupaciones con al menos una privación ($K=1$), al menos dos ($K=2$) y tres ($K=3$); considerando un umbral de ingresos laborales relativo, y un umbral absoluto.

⁸Para las privaciones fueron doce modelos en cada caso ya que estimamos modelos independientes para hombres, para mujeres, y para toda la población; para cada una de las cuatro privaciones.

⁹Los contrastes de Phillips-Perron no fueron considerados siguiendo a Davidson y MacKinnon (2021).

es el VECM. Estos modelos tienen la significativa ventaja de permitir analizar la relación de largo plazo entre las variables, así como también la dinámica de corto plazo en torno a la relación de equilibrio sin establecer *a priori* la exogeneidad de ninguna de las variables.

La estimación de los VECM sigue la siguiente forma ecuacional:

$$\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu_t + \Gamma D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

en donde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ y X_t el vector con las variables endógenas (X_{it}) de nuestro interés (integradas de primer orden). La matriz $\Pi = \alpha\beta'$ representa la relación de largo plazo entre las series, en donde β es el vector de coeficientes para las relaciones de equilibrio y α contiene a los coeficientes que indican la velocidad del ajuste en el corto plazo¹⁰. El rango de esta matriz determina las relaciones de cointegración existentes entre las variables trabajadas. Por su parte, μ es un vector de constantes que representa el componente determinista de la evolución tendencial de X_{it} ; y D_t son variables dicotómicas estacionales y de control.

En los modelos estimados, las variables dicotómicas fueron, por un lado las *dummies* estacionales que resultaron ser siempre significativas, y por otro lado, la variable de control de Consejos de Salarios. Esta variable de control institucional adquiere el valor 1 cuando los Consejos de Salarios fueron convocados y 0 cuando no lo fueron. La convocatoria a los Consejos de Salarios es una característica institucional relevante ya que marca la vigencia de los mecanismos de negociación colectiva para la fijación de las condiciones de trabajo que son las que determinan la calidad de las ocupaciones. Diversas investigaciones han dado cuenta de la importancia económica de este mecanismo para la distribución y el crecimiento salarial (Amarante *et al.*, 2016; Zunino, 2012; Fernández *et al.*, 2008), que otorga además mayor estabilidad a la negociación (Pucci *et al.*, 2014)¹¹.

Para evaluar la existencia de cointegración seguimos el procedimiento de Johansen y Juselius (1990) que consta de dos pruebas: el contraste de traza y el contraste de máxima verosimi-

¹⁰La selección del número de rezagos se realizó por un procedimiento en dos etapas. Primero, estimando un modelo de vectores autorregresivos (VAR) sin restricciones y observando con cuántos rezagos el modelo se desempeñaba mejor en términos de criterios de información (AIC, SIC, HQ, etc.). Luego, con el VECM estimado, aplicando un test de exclusión de rezagos de Wald.

¹¹Otras variables como la tasa de sindicalización, tienen algunas deficiencias de construcción y tienen una alta correlación con los Consejos de Salarios

litud. Ambas pruebas son complementarias, diferenciándose en su hipótesis alternativa.

Para cada modelo computamos las pruebas de exclusión y exogeneidad débil, imponiéndose al modelo restricciones lineales (de nulidad) sobre los parámetros β y α de la matriz Π de la ecuación (3) ¹².

Esto permitió pasar de la estimación de los VECM, a la de modelos uniecuacionales que contengan los mecanismos de corrección del error (MCE) para los indicadores de calidad (sintéticos y por privación), sin pérdida de información significativa. Al hacerlo, en cada modelo verificamos que los MCE convergieran a un mismo valor en ambas especificaciones.

La estimación del modelo uniecuacional del tipo ARDL para la dinámica de corto plazo no aporta información sustantiva adicional respecto al VECM. Su finalidad es instrumental para proceder a evaluar las especificaciones no lineales. El interés radica en probar si los ajustes en el corto plazo a la dinámica de largo plazo identificada en cada caso, difieren según la fase del ciclo en que se encuentre la economía. Esto ante la eventualidad de que las rigideces o fuerzas hacia el equilibrio que operan en cada régimen (fase del ciclo) sean sensiblemente distintas.

5.3.2. Modelización no lineal

Con el objetivo de obtener estimaciones de los parámetros que pudieran dar cuenta de comportamientos diferenciados de nuestras variables de interés según la fase del ciclo económico, el primer paso fue estimar este indicador inobservable. Para ello aplicamos el procedimiento de modelización automática y extracción de señales TRAMO-SEATS desarrollado por [Gómez y Maravall \(1998\)](#) al PIB en su transformación logarítmica, lo que permitió obtener la serie tendencia-ciclo. Aplicando el filtro de [Hodrick y Prescott \(1997\)](#) sobre esta serie, obtuvimos el componente cíclico del producto ¹³.

Para introducir la no-linealidad al modelo, estimamos un modelo uniecuacional que incorporara al mecanismo de corrección del error obtenido de la estimación del VECM interactuando con la fase del ciclo. Como el objetivo era establecer dos regímenes que dieran cuenta de dife-

¹²Asimismo, en todos los casos verificamos que los residuos fueran bien comportados. Esto es, que se distribuyeran normales y que no presentasen problemas de autocorrelación.

¹³Como existen diversas formas de extraer el ciclo de una serie, comparamos la indicatriz que obtuvimos por el filtro HP con la que obtuvimos usando el filtro de Kalman. La diferencia entre ambas no llega al 20% de las observaciones

rentes estados de la economía, construimos dos variables indicatrices para el ciclo. Por un lado, una indicatriz que valiese 1 cuando el producto se encontrara bajo su nivel tendencial (ciclo con signo negativo), y 0 en otro caso. Por otro lado, una indicatriz que valiese 1 cuando se encontrara en una fase de desaceleración (primera diferencia del ciclo con signo negativo), y 0 en otro caso.

Podemos expresar el modelo no lineal de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 MCE^+ + \gamma_2 MCE^- + \sum_{i=1}^p \Lambda \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Lambda \Delta L_n PIB_{t-i} + \Gamma D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

siendo Y_t nuestra variable de interés, γ_0 una constante, y γ_1 y γ_2 los parámetros para el vector del mecanismo de corrección del error cuando la fase del ciclo es positiva o negativa respectivamente. Como variables *dummy* mantuvimos tanto las variables de estacionalidad como el control por Consejo de Salarios.

Para contrastar la hipótesis de no linealidad en la velocidad del ajuste de corto plazo procedimos en dos etapas. En primer lugar, comparamos el error estándar del modelo autorregresivo no lineal respecto al lineal para conocer si la introducción de la no linealidad incorporaba información mejorando al modelo. En una segunda instancia, para aquellos modelos no lineales cuyo error estándar era menor a la versión lineal, realizamos un test de Wald. Por medio de este test, contrastamos que los coeficientes asociados al mecanismo de corrección de error para el ciclo positivo y para el ciclo negativo fuesen significativamente diferentes entre sí (es decir, con $H_0 : \hat{\gamma}_1 = \hat{\gamma}_2$).

6. Resultados

6.1. Análisis descriptivo de los indicadores de calidad del empleo

En las figuras (1) y (2) presentamos las series construidas del IOBC, utilizando el umbral absoluto y el relativo para la dimensión de ingresos, respectivamente, junto al logaritmo del PIB¹⁴. Si observamos la evolución general del índice, para $K=1$, podemos notar la existencia de tres fases claramente delimitadas. La primera, abarca desde el inicio de la serie (2001Q1) hasta el segundo trimestre de 2005 (2005Q2) y se caracteriza por un proceso de marcado deterioro de la calidad de las ocupaciones. La segunda, va desde 2005Q2 hasta 2012Q1 (área sombrada de la figura), y en contraste con la anterior, refleja un período de sustantiva mejora de la calidad de las ocupaciones reflejado en una caída sustantiva del índice a niveles inferiores a los del inicio de la serie. Finalmente, a partir de 2012Q1 y hasta el final de la muestra (2019Q4), lo que observamos es un proceso que, si bien sigue siendo de mejora paulatina, lo hace desacelerándose hasta mantenerse en un entorno estable de estancamiento alrededor de 0,07.

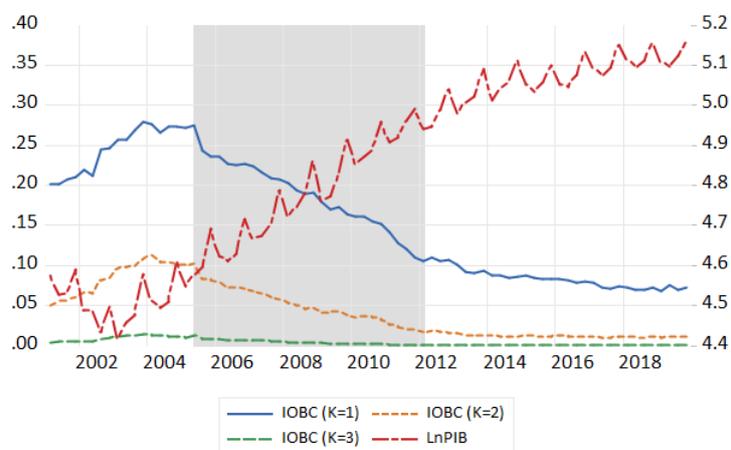


Figura 1: IOBC considerando un umbral de ingresos absoluto y LnPIB

Fuente: Elaboración propia

¹⁴Las estadísticas descriptivas de los indicadores se pueden consultar en los cuadros (5), (6) y (7) del Anexo

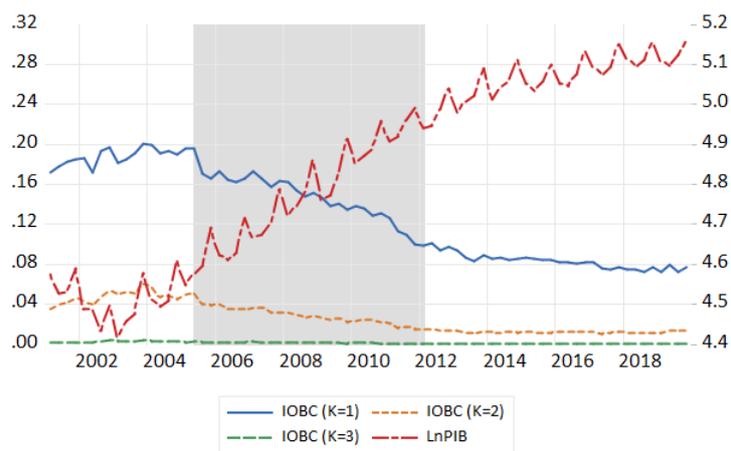


Figura 2: IOBC considerando un umbral de ingresos relativo y LnPIB

Fuente: Elaboración propia

Si observamos estos datos a la luz de la serie del PIB es fácilmente visible la relación inversa entre el proceso que sigue el IOBC y el de la actividad económica. Las fases de aumento y de reducción acelerada del IOBC, coinciden con las fases de caída, recuperación y crecimiento del PIB, que tiene como bisagra la crisis del año 2002. Asimismo, el período de relativo estancamiento del IOBC coincide con la desaceleración del crecimiento económico uruguayo, una vez culminado el ciclo positivo de precios de las *commodities*.

Focalizándonos en la figura (1), que muestra la evolución del índice para diferentes valores de K con umbral absoluto, podemos señalar dos características sobresalientes. La primera de ellas es que, cuanto menor es la exigencia de privaciones para que una ocupación sea considerada de mala calidad, mayor es la variación en términos absolutos. Sin embargo, en términos porcentuales ocurre lo contrario. Si tomamos el caso de aquellas ocupaciones con al menos una privación ($K = 1$), podemos ver que entre 2001Q1 y 2004Q1 el IOBC aumentó de 0,20 a 0,27 (un 35%). En cambio, para aquellas con al menos dos privaciones el IOBC subió de 0,05 a 0,11 (un 120%) en el mismo lapso. Esto refleja que, en contextos recisivos como el experimentado en esos años no sólo aumentan las ocupaciones de baja calidad sino que se redistribuyen entre niveles de privación. De esta forma, ocupaciones que ya tenían alguna privación pasan a sufrir más privaciones.

La segunda característica, es la que aporta elementos para hipotetizar respecto de la existencia de una relación no lineal entre la calidad del empleo y el ciclo económico. Podemos observar

que, durante la fase de deterioro de la calidad de las ocupaciones coincidente con la recesión y crisis económica que vivió el país, la pendiente del IOBC fue mayor que durante la fase de mejora del IOBC que se dio en el período de crecimiento de la economía uruguaya. A modo de ejemplo, si tomamos el IOBC para un $K = 1$, podemos ver que en un lapso de dos años que van de 2001Q4 a 2003Q4 pasó de 0,21 a 0,28, pero no va a volver a ubicarse debajo de 0,21 hasta cuatro años más tarde (2007Q3). Esto permitiría suponer, primariamente, que el IOBC es más sensible a las fases recesivas que a las expansivas del ciclo.

Si nos enfocamos en la figura (2), que tiene al IOBC cuando el umbral considerado es relativo, podemos ver que el indicador no difiere en gran medida con el de la figura (1) excepto por dos aspectos. Uno, que el comportamiento es menos variable; el otro, que el nivel es inferior al del umbral absoluto. Esto nos puede estar sugiriendo dos cosas: que la distribución de los ingresos varía menos que los ingresos reales, y segundo, que la línea de pobreza real es mayor al 50% de la mediana de ingresos.

Si a este índice lo desagregamos por sexo, tenemos la figura (3) que presenta al IOBC únicamente para cuando las ocupaciones tienen al menos una privación considerando un umbral de ingresos absoluto. En ella, notamos que, aunque el IOBC para hombres y para mujeres sigue una trayectoria casi idéntica, el IOBC es leve pero consistentemente mayor para los hombres. Este resultado indica que, al menos usando este índice, los hombres proporcionalmente tienen ocupaciones de menor calidad que las mujeres. Esta afirmación puede resultar *a priori* contraintuitiva. No obstante, como analizamos los indicadores en forma desagregada, podemos inferir cómo se explica esta situación.

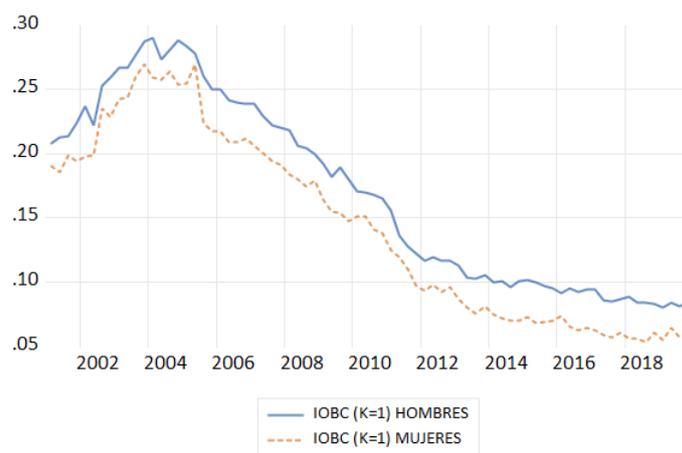


Figura 3: IOBC por sexo considerando un umbral de ingresos absoluto
Fuente: Elaboración propia

El IOBC contempla tres dimensiones: las horas trabajadas, la formalidad y los ingresos laborales. Son, justamente, las horas trabajadas las que explican esta diferencia por género. En primer lugar, la figura (4) nos muestra cuál fue la evolución del indicador de privaciones en horas para todo el período y para todas las ocupaciones estudiadas. En ella podemos ver que se dio una caída en el porcentaje de ocupaciones con privación en la dimensión de horas trabajadas a lo largo, prácticamente, de todo el período. Esta caída general, nos da elementos para fundamentar nuestra hipótesis de que las horas trabajadas se vinculan a aspectos más estructurales de la economía (como ser la productividad) y que, por ello, tendrá una menor elasticidad al producto que los ingresos laborales.

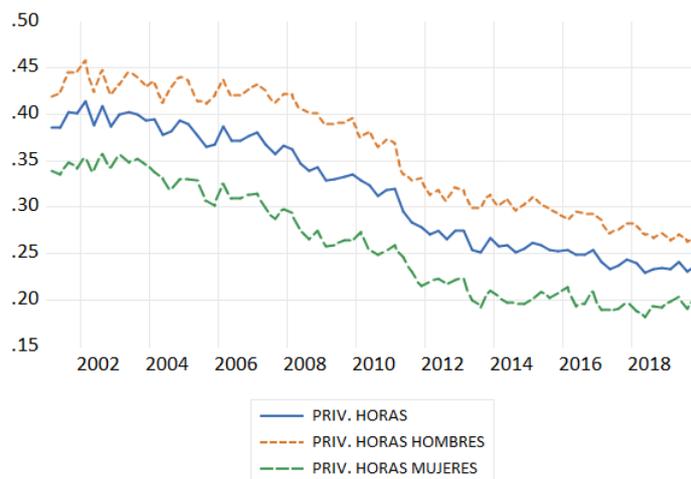


Figura 4: Ocupaciones con privación en las horas trabajadas para el total y por sexo (%)

Fuente: Elaboración propia

En la figura también vemos que existe una diferencia importante entre hombres y mujeres en cuanto a privaciones en las horas por los umbrales definidos. Al comienzo de la serie esta diferencia es de aproximadamente 10 puntos porcentuales, y sobre el final se reduce a 7 puntos porcentuales. En otras palabras, mientras que en 2001Q1 el 39% de las ocupaciones de los hombres presentaban alguna privación en horas, el 26% de las ocupaciones de las mujeres lo hacían. A su vez, si discriminamos entre privaciones por exceso y por déficit de horas, se esclarece aún más la causa subyacente de la diferencia por género. Como podemos ver en las figuras (5) y (6) tenemos que, por una parte, las ocupaciones de los hombres sufren sustantivamente más privaciones por exceso de horas trabajadas que las mujeres, y, por otra parte, que el exceso de horas es una privación más frecuente que el déficit. Adicionalmente, son las mujeres las que sufren más por déficit de horas.

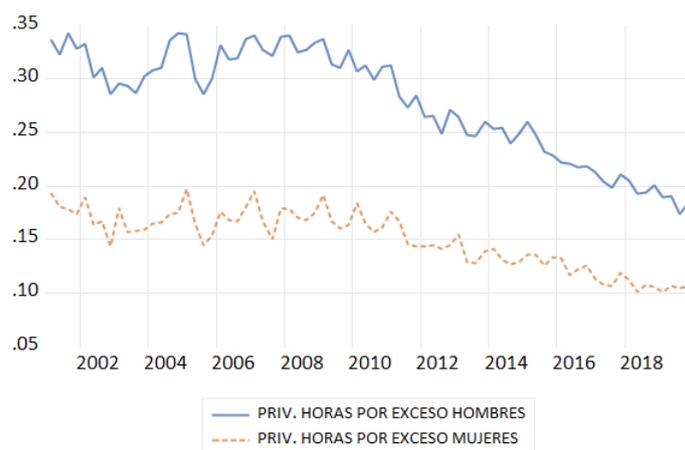


Figura 5: Ocupaciones con privación por exceso de horas trabajadas (%)
Fuente: Elaboración propia

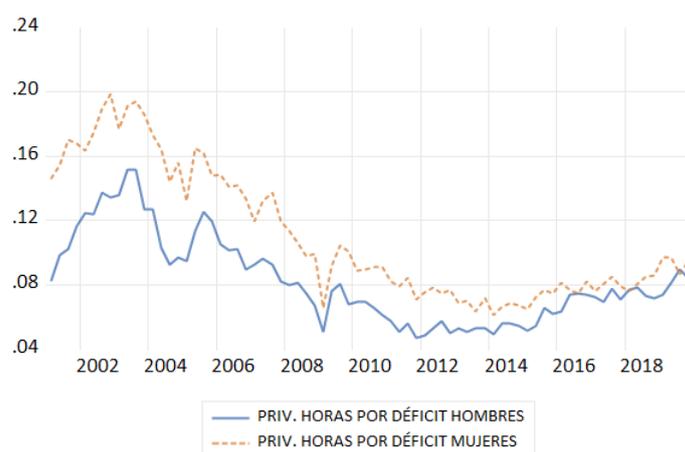


Figura 6: Ocupaciones con privación por déficit de horas trabajadas por sexo (%)
Fuente: Elaboración propia

Tenemos entonces que las ocupaciones de los hombres sufren de privaciones en horas a niveles significativamente mayores que las mujeres, y esto a su vez, responde a que estas ocupaciones tienen privaciones por exceso de horas. La magnitud de esta diferencia es la razón por la cual, al agregar las dimensiones en el IOBC, los hombres quedan en niveles superiores a las mujeres.

Las diferencias entre hombres y mujeres que encontramos para las privaciones en las horas trabajadas, son razonables a la luz de la literatura sobre brechas de género en el mercado laboral. Es un hecho estilizado que las mujeres trabajan, en promedio, significativamente menos horas

que los hombres (Rubery *et al.*, 1998; Fuchs, 1989), incluso dentro de las mismas ocupaciones (Bolotnyy y Emanuel, 2022; Wasserman, 2022). Esta brecha se complementa, además, con que los hombres suelen realizar más horas extra de trabajo, a diferencia de las mujeres quienes sufren relativamente más de subempleo por insuficiencia de horas (Kuhn y Lozano, 2008; Restrepo-Plaza y Rivas-Oyuela, 2013). Una posible explicación a este fenómeno es la desigual distribución del tiempo entre tareas de trabajo remunerado y no remunerado. Las mujeres dedican más tiempo que los hombres a las tareas de trabajo no remunerado, que se asocian a las tareas de cuidados y del hogar (Craig y Churchill, 2021; Goldin, 2014). En Uruguay, de acuerdo con la Encuesta de Uso del Tiempo que conduce el Ministerio de Desarrollo Social (MIDES), las mujeres dedican un 61,4% de su tiempo de trabajo a tareas no remuneradas, mientras que los hombres dedican un 35,9%. A mayor tiempo dedicado al trabajo no remunerado, menor es el tiempo disponible para volcar al trabajo remunerado.

En las restantes dimensiones, no encontramos comportamientos tan diferenciados por género. La informalidad, como apreciamos en la figura (7), sigue una trayectoria similar a la del IOBC, con un incremento que alcanza su máximo en 2004Q1 con más de un 40% de informalidad, y luego cae hasta estabilizarse en el entorno del 24%. Hombres y mujeres tienen la misma incidencia de informalidad hasta 2015Q1 cuando las trayectorias divergen con un mejoramiento relativo para las mujeres y un estancamiento en niveles de informalidad para los hombres. El mismo resultado es descrito por Amarante *et al.* (2015).

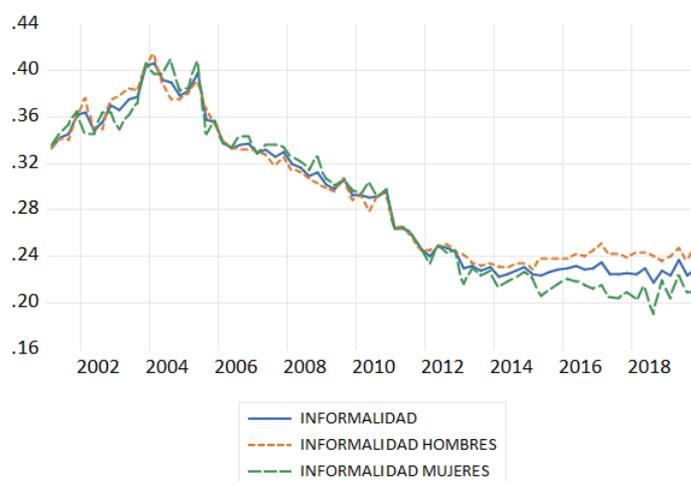


Figura 7: Ocupaciones con privación en la formalidad para el total y por sexo (%)
Fuente: Elaboración propia

Por último, la privación en los ingresos también puede describirse análogamente a la de la informalidad, o a la del IOBC en su conjunto, en sus tres fases (ver la figuras (8) y (9)). Es preciso destacar que, en la dimensión de ingresos las privaciones afectan más a las mujeres, resultado esperable a la luz de la literatura sobre brechas salariales de género. En contraste con las diferencias identificadas para las privaciones en las horas trabajadas, la brecha aquí es menor, rondando los 5 puntos porcentuales.

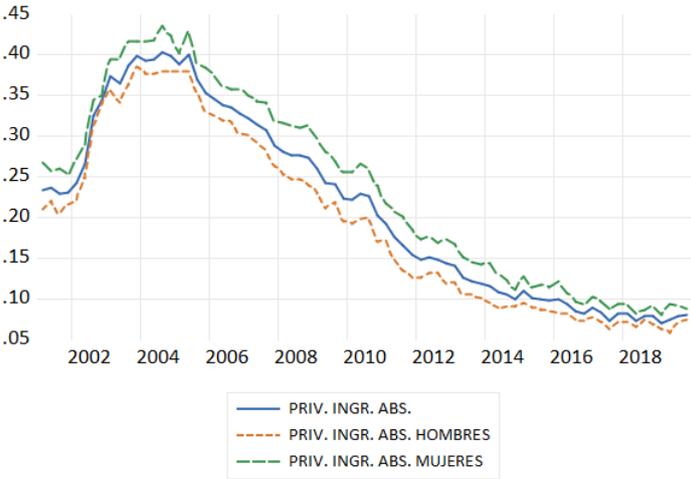


Figura 8: Ocupaciones con privación en los ingresos usando un criterio absoluto para el total y por sexo (%)
Fuente: Elaboración propia

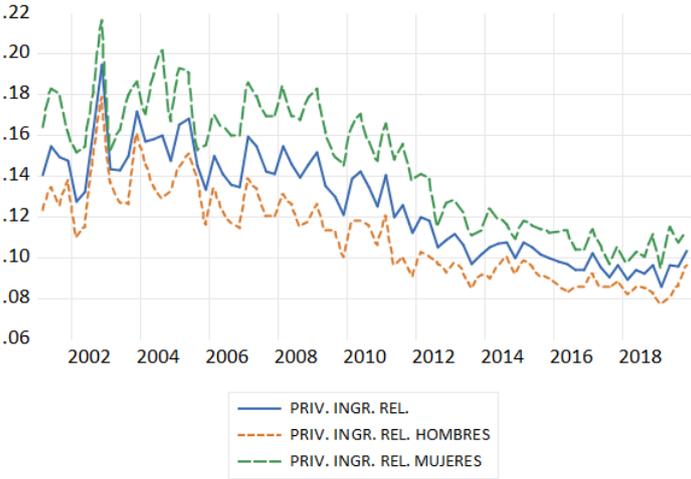


Figura 9: Ocupaciones con privación en los ingresos usando un criterio relativo para el total y por sexo (%)
Fuente: Elaboración propia

Si nos detenemos en la figura (10), podemos terminar de dilucidar cómo las privaciones en las horas trabajadas hacen que el IOBC sea mayor para hombres que para mujeres. En ella presentamos el porcentaje de privaciones de cada tipo dentro del total de ocupaciones con una o más privaciones. Podemos ver la alta incidencia que tienen las privaciones en las horas trabajadas con respecto a las restantes dos (asumiendo un umbral de ingresos con criterio absoluto). En consecuencia, tenemos que la más amplia brecha de género se da en la privación con mayor incidencia: las horas trabajadas.

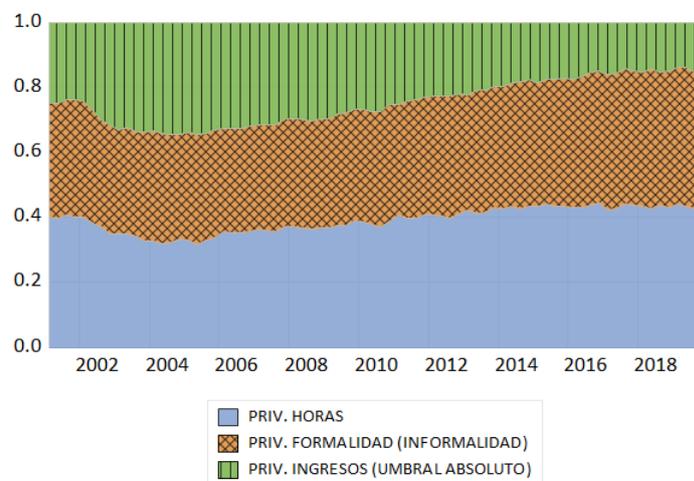


Figura 10: Incidencia de cada tipo de privación en las ocupaciones para K=1 (%)
Fuente: Elaboración propia

Por último, también podemos descomponer el IOBC en sus dos componentes H y A. Al hacerlo, podemos tener una mejor imagen sobre cuánto afecta la incidencia las ocupaciones de baja calidad (H) y cuánto lo hace la intensidad de la baja calidad (A). Como vemos en la figura (11), la cantidad de ocupaciones que se califican de baja calidad (incidencia) y la cantidad de privaciones que presentan las ocupaciones identificadas de baja calidad (intensidad) tienen trayectorias muy similares. Es decir, que la incidencia y la intensidad de la baja calidad del empleo siguen un mismo comportamiento.

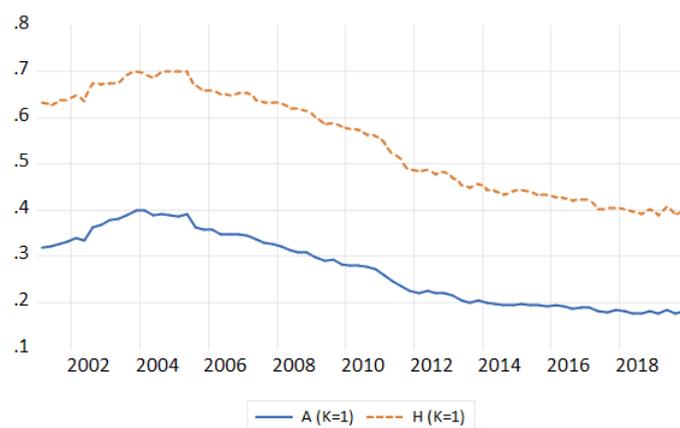


Figura 11: Descomposición del IOBC en incidencia (H) e intensidad (A)

Fuente: Elaboración propia

Si comparamos estos resultados con los que muestra la investigación de [Porrás-Arena \(2022\)](#), podemos observar que la inclusión de los trabajadores por cuenta propia llevó a un aumento en la cantidad de ocupaciones de baja calidad. Mientras en el trabajo de [Porrás-Arena \(2022\)](#) la cantidad de ocupaciones de baja calidad en 2004 rondaba el 60%, en nuestro caso el guarismo asciende a 70%. Esta brecha entre ambos indicadores sintéticos se mantiene para todo el período. Además, se observa también una mayor incidencia por privación siendo en todos los casos superior al incluir a los ocupados por cuenta propia. La privación en horas trabajadas, formalidad e ingresos laborales, apenas alcanza el 30% de los ocupados en la postcrisis según [Porrás-Arena \(2022\)](#). En cambio, en nuestro caso cualquiera de las privaciones supera ampliamente ese umbral en los mismos años.

6.2. Modelos lineales

6.2.1. Calidad del empleo y PIB

Dado que las series resultaron ser integradas de primer orden, como mostramos en los cuadros (8), (9) y (10) del Anexo, y cointegradas, como observamos en los cuadros (11) y (12), procedimos con las estimaciones empleando VECM. Los principales resultados obtenidos de las estimaciones lineales por medio de los VECM los resumimos en los cuadros (1) y (2), para el IOBC y las privaciones respectivamente.

Si atendemos a la relación de largo plazo entre la calidad del empleo y el producto, encontramos que esta es siempre significativa. Además, el signo del coeficiente β , que representa esa elasticidad de largo plazo, es siempre negativo. El signo negativo implica que el IOBC es anticíclico, es decir, que un aumento del PIB repercute en una caída del IOBC. Esto es consistente con nuestra hipótesis sobre la prociclicidad de la calidad del empleo.

Al observar la magnitud de los coeficientes en el cuadro (1), es notorio que es decreciente conforme aumenta el valor de K (i.e. a medida que aumentamos el mínimo de privaciones exigidas para considerar a la ocupación como de baja calidad). Este resultado, que se mantiene aún si estandarizamos los coeficientes (cuadro (13) del Anexo) puede interpretarse como una consecuencia del carácter estructural que presentan las ocupaciones de peor calidad (con más privaciones). Este tipo de ocupaciones no tiene una relación tan estrecha con la evolución general de la actividad.

Deteniéndonos en las ocupaciones con al menos una privación ($K=1$), el coeficiente estimado es de 0,3388. Al tratarse de una semielasticidad, implica que, ante un aumento de un punto porcentual del producto, el IOBC se reduce en 0,0034. Comparado con el valor estimado por [Porrás-Arena \(2022\)](#), si bien es levemente mayor, ambos resultados están en línea, tal como esperábamos ya que el período y la muestra analizada son similares. Cabe recordar que la diferencia respecto a la muestra es que el universo estudiado es el de los ocupados, en lugar de los asalariados. Por esta razón, puede ser que el coeficiente sea levemente mayor. La inclusión de los cuentapropistas sin local, segmento tradicionalmente precario del mercado laboral ([Carrasco et al., 2018](#)), podría ser más susceptible en la calidad de sus ocupaciones a la evolución de la actividad. Al menos para Chile, [Montero y Pérez \(2022\)](#) encuentran que este tipo de ocupación tiene un fuerte comportamiento anticíclico. La otra diferencia radica en la cantidad de dimensiones consideradas, al excluirse en este caso la dimensión de productividad y posibilidades de desarrollo.

En cuanto a las diferencias por género, no observamos comportamientos muy disímiles entre hombres y mujeres. En cambio, sí notamos diferencias que merecen destacarse entre las estimaciones de la relación de largo plazo entre el IOBC y el PIB cuando el umbral de privación de ingresos es absoluto y cuando es relativo. Cuando empleamos este segundo umbral los

coeficientes estimados son menores, lo que estaría indicando que los ingresos laborales presentan una mayor variación respecto al PIB en el largo plazo que la que presenta la distribución de ingresos de los tipos ocupacionales.

Respecto al corto plazo, también observamos que la relación es siempre significativa. Asimismo, en esta relación encontramos que la variable $\ln(\text{PIB})$ es, como era esperable, siempre débilmente exógena, lo que permitió estimar una relación uniecuacional (del tipo ARDL). En el cuadro (1), presentamos dos coeficientes para la dinámica de corto plazo que arroja el VECM. Por un lado, el coeficiente α correspondiente al mecanismo de corrección del error por lo cual su signo es siempre negativo, y por otro lado, el coeficiente de la variable $CCSS_{t-1}$ que es una variable de control institucional que vale 1 cuando los Consejos de Salarios fueron convocados. El rezago de la variable obedece a que las condiciones laborales vigentes en un momento, se rigen bajo los acuerdos de los consejos que se desarrollaron con anterioridad.

El mecanismo de corrección del error nos muestra que la velocidad del ajuste a las fluctuaciones del producto es mayor para las ocupaciones más precarias, es decir, α aumenta conforme aumenta K . Por su parte, la variable de Consejos de Salarios vemos que es significativa para la población en general, pero si desagregamos por sexo, es explicativa para más niveles de privaciones en las mujeres que en los hombres. Mientras que para los hombres es solo significativa cuando tomamos $K=1$, para las mujeres siempre es estadísticamente significativa. Su signo negativo indica que la convocatoria a Consejos de Salarios tiene un efecto negativo sobre las ocupaciones de baja calidad o, dicho en otras palabras, la vigencia del mecanismo de negociación colectiva conlleva a una mejora en la calidad de las ocupaciones.

Esta diferencia entre hombres y mujeres, que verificamos también cuando consideramos un umbral de ingresos relativo, es consistente con la literatura sobre el efecto por género de la negociación colectiva. Las instituciones del mercado de trabajo pueden reducir la desigualdad (DiNardo *et al.*, 1996), y la negociación colectiva en particular se asocia positivamente con la compresión de la distribución salarial (Antonczyk *et al.*, 2010). Como las mujeres están sobrerrepresentadas en los trabajos de bajos ingresos (Card *et al.*, 2015; Kahn, 2015; Drolet y Mumford, 2012), se ha encontrado evidencia de que la negociación colectiva y el salario mínimo tiene un efecto relativamente mayor sobre las mujeres que sobre los hombres (Caliendo

y Wittbrodt, 2022; Elvira y Saporta, 2001). Además, debe tenerse presente que en el año 2008 ingresó el Servicio Doméstico a la negociación colectiva, que emplea al 10,9% de las mujeres ocupadas (BPS, 2022).

Cabe notar también que el efecto positivo que tienen los Consejos de Salarios sobre la calidad de las ocupaciones es decreciente con el número de privaciones que presentan. Las ocupaciones que se ven más beneficiadas en términos de calidad por este mecanismo de negociación son aquellas que se encuentran *ex ante* en una mejor condición.

6.2.2. Privaciones y PIB

Los resultados obtenidos para el IOBC se complementan por aquellos obtenidos para las relaciones de cada una de las dimensiones que lo componen con el crecimiento económico. De esta forma tenemos en el cuadro (2) los resultados de los modelos para cada privación. Sobre la relación de largo plazo, encontramos que los coeficientes también son siempre negativos y significativos. El signo negativo de β debe interpretarse como el efecto negativo del crecimiento del PIB sobre la privación en cada una de las dimensiones.

Lo que es interesante de advertir en estos resultados es la heterogeneidad en el comportamiento de las privaciones. La privación en los ingresos laborales considerando un umbral absoluto es la más elástica de las estudiadas, muy por encima de las horas o de la informalidad, lo que condice con la hipótesis planteada. Aunque a nivel general las horas y la informalidad tienen coeficientes prácticamente idénticos, al diferenciar por sexo vemos que mientras que para los hombres las horas son más elásticas que la informalidad, ocurre al revés con las mujeres. Esto podría obedecer a la desigual distribución del tiempo en tareas no remuneradas, que fue señalado en la sección (6.1), y que podría limitar el margen de decisión sobre las horas para las mujeres. En tanto, la privación en ingresos con un umbral relativo es la que presenta el menor coeficiente ¹⁵. Esta débil relación entre esta privación y el PIB arroja luz sobre por qué los coeficientes β para el IOBC resultaron menores cuando utilizamos este umbral en lugar del absoluto.

Sobre la dinámica de corto plazo, observamos: (i) que el ajuste más rápido lo procesa la

¹⁵Todos estos resultados se mantienen al estandarizar los coeficientes, como observamos en el cuadro (14) del Anexo.

privación en ingresos relativos por la magnitud que tiene para los hombres, mientras que para las mujeres son las horas las que más rápidamente ajustan, y (ii) que la variable $CCSS_{t-1}$ es significativa únicamente para las mujeres. Para las mujeres, de acuerdo con estas estimaciones, los Consejos de Salarios han tenido un efecto positivo sobre los ingresos laborales y sobre la formalidad. De todas formas, estos resultados son una primera aproximación ya que el análisis de corto plazo comprende el estudio de asimetrías que se presentan en la próxima sección.

6.3. Modelos no lineales

6.3.1. Calidad del empleo y PIB

El estudio sobre las no linealidades entre la calidad del empleo y el ciclo económico dio los resultados que exponemos en los cuadros (3) y (4) ¹⁶. Comenzando por la no linealidad en el IOBC, observamos que cuando tomamos un umbral de ingresos absoluto, para las ocupaciones con al menos dos y con tres privaciones existe asimetría en la velocidad de ajuste entre fases recesivas y expansivas del ciclo. Este resultado, concordante con la evidencia presentada en la sección (3.3) y con la hipótesis que nos hemos planteado (sección (4)), muestra que el coeficiente del mecanismo de corrección del error es mayor cuando la economía se encuentra en una fase recesiva del ciclo. Es decir que, durante las fases contractivas del ciclo económico la calidad de las ocupaciones se ajusta (deteriora) más rápidamente a la relación de largo plazo que en las fases de crecimiento. Lo que es más, no es posible afirmar que el coeficiente MCE_{NL}^+ sea distinto de cero. Es interesante el resultado de que sean las ocupaciones más precarias, las que tienen más privaciones, las que quedan sujetas a esta dinámica de marcada asimetría. Esto implica que los trabajadores en ocupaciones más precarias, no solamente perderían bienestar por encontrarse en esa situación, sino que también serían los más seriamente afectados por la recesión económica. La desigualdad en calidades se acrecienta por esta particularidad.

Al tomar un umbral de ingresos relativo, el resultado sigue siendo, en términos generales, el mismo. Aunque en este caso solo resultó significativo para $K=2$, la asimetría sigue siendo en la

¹⁶Los resultados que presentamos son los obtenidos con la indicatriz que toma los valores 0 y 1 según el signo del ciclo económico. También estimamos las ecuaciones con la indicatriz que tomaba el valor 0 y 1 en las fases de aceleración y desaceleración del ciclo, pero sus coeficientes no fueron estadísticamente significativos. Los resultados quedan a disposición si se solicitan.

misma dirección: los períodos de caída cíclica del producto llevan a deterioros de la calidad más repentinos en el corto plazo que las mejoras que se producen en los períodos de crecimiento.

6.3.2. Privaciones y PIB

Las privaciones, por su parte, no dan cuenta de comportamientos no lineales con la excepción de la privación en ingresos considerando un umbral relativo. En ese caso, el sentido de la no linealidad es idéntico. Es más rápida la reacción ante caídas que ante mejoras cíclicas del producto de la economía. En este caso, si diferenciamos por género podemos ver que este resultado se mantiene únicamente para las mujeres.

Cuadro 1: Estimación de los VECM para el IOBC

| | Ingreso absoluto | | | | | Ingreso relativo | | | | | |
|----------------|---------------------|----------|---------------------|--------------|---------------------|------------------|---------------------|-------------|---------------------|-----|---------------------|
| | Largo plazo | | Corto plazo | | | Largo plazo | | Corto plazo | | | |
| | β_{LnPIB} | α | α | $CCSS_{t-1}$ | α | β_{LnPIB} | α | α | $CCSS_{t-1}$ | | |
| Hombres | | | | | | | | | | | |
| $K = 1$ | -0,3277 (0,0137) | *** | -0,1849 (0,0413) | *** | -0,0143 (0,0050) | *** | -0,1941 (0,0098) | *** | -0,3053 (0,0774) | *** | -0,0091 (0,0060) |
| $K=2$ | -0,1410 (0,0112) | *** | -0,1678 (0,0436) | *** | -0,0061 (0,0038) | ** | -0,0606 (0,0044) | *** | -0,3899 (0,1005) | *** | -0,0010 (0,0035) |
| $K=3$ | -0,0192 (0,0017) | *** | -0,2401 (0,0569) | *** | -0,0009 (0,0008) | ** | -0,0040 (0,0003) | *** | -0,5976 (0,1221) | *** | 0,0000 (0,0004) |
| Mujeres | | | | | | | | | | | |
| $K = 1$ | -0,3539 (0,0194) | *** | -0,1557 (0,0391) | *** | -0,0392 (0,0099) | *** | -0,1974 (0,0087) | *** | -0,3952 (0,1050) | *** | -0,0259 (0,0074) |
| $K=2$ | -0,1405 (0,0098) | *** | -0,1844 (0,0498) | *** | -0,0116 (0,0050) | ** | -0,0606 (0,0032) | *** | -0,3975 (0,0818) | *** | -0,0104 (0,0027) |
| $K=3$ | -0,0163 (0,0016) | *** | -0,2422 (0,0645) | *** | -0,0039 (0,0008) | *** | -0,0043 (0,0002) | *** | -1,0565 (0,1306) | *** | -0,0008 (0,0005) |
| General | | | | | | | | | | | |
| $K = 1$ | -0,3388 (0,0137) | *** | -0,1616 (0,0353) | *** | -0,0314 (0,0060) | *** | -0,2005 (0,0098) | *** | -0,2896 (0,0787) | *** | -0,0290 (0,0078) |
| $K=2$ | -0,1491 (0,0105) | *** | -0,1498 (0,0376) | *** | -0,0152 (0,0032) | *** | -0,0593 (0,0043) | *** | -0,2929 (0,0773) | *** | -0,0075 (0,0026) |
| $K=3$ | -0,0189 (0,0016) | *** | -0,2263 (0,0583) | *** | -0,0023 (0,0007) | *** | -0,0042 (0,0002) | *** | -0,7074 (0,1190) | *** | -0,0006 (0,0003) |

Errores estándar entre paréntesis: ()

Significación estadística: al 10% (*), al 5% (**) y al 1% (***)

Cuadro 2: Estimación de los VECM para las privaciones

| | Largo plazo | | Corto plazo | | | |
|---------------------|--------------------|-----|--------------------|--------------|----------|-----|
| | β_{LnPIB} | | α | $CCSS_{t-1}$ | | |
| Hombres | | | | | | |
| <i>Horas</i> | -0,2804 | *** | -0,2409 | *** | -0,0038 | |
| | (0,0211) | | (0,0619) | | (0,0102) | |
| <i>Informalidad</i> | -0,2400 | *** | -0,3270 | *** | -0,0091 | |
| | (0,0146) | | (0,0829) | | (0,0099) | |
| <i>Ingresos A</i> | -0,5298 | *** | -0,2503 | *** | -0,0131 | |
| | (0,0192) | | (0,0346) | | (0,0096) | |
| <i>Ingresos R</i> | -0,0942 | *** | -0,9693 | *** | 0,0062 | |
| | (0,0043) | | (0,1319) | | (0,0086) | |
| Mujeres | | | | | | |
| <i>Horas</i> | -0,2482 | *** | -0,5447 | *** | -0,0135 | |
| | (0,0074) | | (0,1019) | | (0,0084) | |
| <i>Informalidad</i> | -0,3090 | *** | -0,2711 | *** | -0,0563 | *** |
| | (0,0194) | | (0,0715) | | (0,0158) | |
| <i>Ingresos A</i> | -0,5861 | *** | -0,1900 | *** | -0,0337 | *** |
| | (0,0270) | | (0,0305) | | (0,0098) | |
| <i>Ingresos R</i> | -0,1322 | *** | -0,4936 | *** | -0,0356 | * |
| | (0,0140) | | (0,1069) | | (0,0194) | |
| General | | | | | | |
| <i>Horas</i> | -0,2675 | *** | -0,3068 | *** | -0,0099 | |
| | (0,0120) | | (0,0686) | | (0,0074) | |
| <i>Informalidad</i> | -0,2665 | *** | -0,2875 | *** | -0,0273 | *** |
| | (0,0144) | | (0,0754) | | (0,0089) | |
| <i>Ingresos A</i> | -0,5562 | *** | -0,2160 | *** | -0,0222 | *** |
| | (0,0189) | | (0,0270) | | (0,0079) | |
| <i>Ingresos R</i> | -0,1089 | *** | -0,6647 | *** | -0,0193 | * |
| | (0,0075) | | (0,1213) | | (0,0101) | |

Errores estándar entre paréntesis: ().

Significación estadística: al 10 % (*), al 5 % (**) y al 1 % (***).

Cuadro 3: Estimación de los modelos uniecuacionales para el IOBC

| | Ingreso absoluto | | | | | Ingreso relativo | | | | |
|----------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------|----------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|--------|
| | Lineal | | No lineal | | | Lineal | | No lineal | | |
| | $MCE_{VECM_{LdPIB}}$ | MCE_{LdPIB} | $MCE_{NL_{LdPIB}}^+$ | $MCE_{NL_{LdPIB}}^-$ | Wald | $MCE_{VECM_{LdPIB}}$ | MCE_{LdPIB} | $MCE_{NL_{LdPIB}}^+$ | $MCE_{NL_{LdPIB}}^-$ | Wald |
| Hombres | | | | | | | | | | |
| $K=1$ | -0,1849 (0,0413) | *** -0,1816 (0,0418) | *** -0,1739 (0,0647) | *** -0,1850 (0,0475) | *** | -0,3053 (0,0774) | *** -0,3124 (0,0776) | *** -0,2060 (0,0976) | ** -0,4310 (0,1020) | *** * |
| $K=2$ | -0,1678 (0,0436) | *** -0,1656 (0,0435) | *** -0,1245 (0,0732) | * -0,1874 (0,0537) | *** | -0,3899 (0,1005) | *** -0,3851 (0,0995) | *** -0,1008 (0,1502) | -0,5597 (0,1192) | *** ** |
| $K=3$ | -0,2401 (0,0569) | *** -0,2425 (0,0579) | *** -0,1160 (0,1108) | -0,2781 (0,0634) | *** | -0,5976 (0,1221) | *** -0,5962 (0,1223) | *** -0,4318 (0,2719) | -0,6311 (0,1332) | *** |
| Mujeres | | | | | | | | | | |
| $K=1$ | -0,1557 (0,0391) | *** -0,1675 (0,0464) | *** -0,0976 (0,0902) | -0,1815 (0,0489) | *** | -0,3952 (0,1050) | *** -0,3891 (0,1075) | *** -0,2175 (0,1314) | -0,5595 (0,1310) | *** ** |
| $K=2$ | -0,1844 (0,0498) | *** -0,1845 (0,0515) | *** -0,0767 (0,1096) | -0,2040 (0,0543) | *** | -0,3975 (0,0818) | *** -0,3763 (0,0811) | *** -0,1436 (0,1547) | -0,4293 (0,0853) | *** * |
| $K=3$ | -0,2422 (0,0645) | *** -0,2550 (0,0679) | *** -0,0836 (0,1446) | -0,2890 (0,0721) | *** | -1,0565 (0,1306) | *** -1,0587 (0,1318) | *** -0,9128 (0,2170) | -1,1102 (0,1454) | *** |
| General | | | | | | | | | | |
| $K=1$ | -0,1616 (0,0353) | *** -0,1540 (0,0381) | *** -0,1111 (0,0613) | * -0,1683 (0,0414) | *** | -0,2896 (0,0787) | *** -0,3040 (0,0819) | *** -0,1762 (0,1086) | -0,3478 (0,0969) | *** |
| $K=2$ | -0,1498 (0,0376) | *** -0,1509 (0,0415) | *** -0,0166 (0,0765) | -0,1929 (0,0452) | *** ** | -0,2929 (0,0773) | *** -0,2641 (0,0764) | *** -0,0158 (0,1415) | -0,3307 (0,0812) | *** ** |
| $K=3$ | -0,2263 (0,0583) | *** -0,2308 (0,0625) | *** 0,0066 (0,1189) | -0,2849 (0,0647) | *** ** | -0,7074 (0,1190) | *** -0,7003 (0,1224) | *** -0,4841 (0,2407) | ** -0,7463 (0,1300) | *** |

Errores estándar entre paréntesis: ().

Significación estadística: al 10 % (*), al 5 % (**), y al 1 % (***).

En gris las estimaciones para las que encontramos una relación no lineal.

Cuadro 4: Estimación de los modelos uniecuacionales para las privaciones

| | Lineal | | | | No lineal | | | |
|---------------------|----------------------|-----|---------------|-----|----------------------|-----|----------------------|--------|
| | $MCE_{VECM_{LnPIB}}$ | | MCE_{LnPIB} | | $MCE_{NL_{LnPIB}}^+$ | | $MCE_{NL_{LnPIB}}^-$ | Wald |
| Hombres | | | | | | | | |
| <i>Horas</i> | -0,2409 | *** | -0,2414 | *** | -0,1784 | ** | -0,3125 | *** |
| | (0,0619) | | (0,0611) | | (0,0826) | | (0,0875) | |
| <i>Informalidad</i> | -0,3270 | *** | -0,2757 | *** | -0,2060 | * | -0,3393 | *** |
| | (0,0829) | | (0,0794) | | (0,1091) | | (0,1047) | |
| <i>Ingresos A</i> | -0,2503 | *** | -0,2655 | *** | -0,2471 | ** | -0,2676 | *** |
| | (0,0346) | | (0,0381) | | (0,0979) | | (0,0397) | |
| <i>Ingresos R</i> | -0,9693 | *** | -0,9079 | *** | -0,7424 | *** | -1,0140 | *** |
| | (0,1319) | | (0,1365) | | (0,2136) | | (0,1725) | |
| Mujeres | | | | | | | | |
| <i>Horas</i> | -0,5447 | *** | -0,5330 | *** | -0,4479 | *** | -0,6769 | *** |
| | (0,1019) | | (0,1029) | | (0,1188) | | (0,1449) | |
| <i>Informalidad</i> | -0,2711 | *** | -0,2617 | *** | -0,2605 | ** | -0,2622 | *** |
| | (0,0715) | | (0,0820) | | (0,1265) | | (0,0908) | |
| <i>Ingresos A</i> | -0,1900 | *** | -0,2043 | *** | -0,1606 | ** | -0,2113 | *** |
| | (0,0305) | | (0,0335) | | (0,0785) | | (0,0355) | |
| <i>Ingresos R</i> | -0,4936 | *** | -0,4984 | *** | -0,1765 | | -0,7296 | *** ** |
| | (0,1069) | | (0,1110) | | (0,1656) | | (0,1401) | |
| General | | | | | | | | |
| <i>Horas</i> | -0,3068 | *** | -0,3235 | *** | -0,2473 | *** | -0,4679 | *** |
| | (0,0686) | | (0,0664) | | (0,0763) | | (0,0997) | |
| <i>Informalidad</i> | -0,2875 | *** | -0,2589 | *** | -0,2197 | * | -0,2832 | *** |
| | (0,0754) | | (0,0794) | | (0,1140) | | (0,0945) | |
| <i>Ingresos A</i> | -0,2160 | *** | -0,2320 | *** | -0,1962 | *** | -0,2359 | *** |
| | (0,0270) | | (0,0299) | | (0,0771) | | (0,0310) | |
| <i>Ingresos R</i> | -0,6647 | *** | -0,6650 | *** | -0,3623 | ** | -0,9017 | *** ** |
| | (0,1213) | | (0,1250) | | (0,1790) | | (0,1590) | |

Errores estándar entre paréntesis: ().

Significación estadística: al 10% (*), al 5% (**) y al 1% (***).

En gris las estimaciones para las que encontramos una relación no lineal.

7. Conclusiones

Los resultados obtenidos contribuyen a la mejor comprensión de la calidad del empleo y realizan un aporte a la literatura en, al menos, cuatro aspectos. En primer lugar, lo hacen al brindar una noción global de la calidad de las ocupaciones en el Uruguay. Al construir un IOBC que comprendiera la totalidad de las ocupaciones del mercado laboral uruguayo urbano, pudimos conocer que un porcentaje significativo presenta privaciones en al menos una dimensión. En este sentido, encontramos que en torno del 40% de las ocupaciones presentan al menos una privación, cifra superior a la manejada por el [Porrás-Arena \(2022\)](#) que no incluía a los cuentapropistas. Por lo tanto, identificamos que al incluir a este conjunto de ocupaciones el mercado laboral presenta más precariedades que las que se habían encontrado hasta el momento. Además, confirmamos que el IOBC sigue un comportamiento anticíclico. Por cada punto porcentual de aumento del PIB, el IOBC se reduce en 0,0034. Esto equivale a decir que podemos concluir que en Uruguay la calidad del empleo es procíclica, y que su elasticidad es mayor a la estimada por [Porrás-Arena \(2022\)](#).

En segundo lugar, como este análisis lo desagregamos por dimensión, también podemos afirmar que las privaciones en cada una de las dimensiones que comprende el índice son contracíclicas, aunque con diferentes elasticidades. Los ingresos laborales, en términos absolutos, son los más elásticos al producto, mientras que las horas y la formalidad tienen una sensibilidad menor a las variaciones del producto. Esto refuerza la idea de que este tipo de dimensiones son más estructurales del mercado de trabajo ([Greenwood y Vandembroucke, 2005](#); [Amarante y Arim, 2005](#)), y su evolución depende de otros factores más allá del crecimiento económico.

En tercer lugar, como también desagregamos por sexo podemos señalar que el IOBC es mayor para hombres que para mujeres y que para ambos mantiene su comportamiento anticíclico. Además, encontramos que la elasticidad de la formalidad es mayor que la de las horas para las mujeres mientras ocurre lo contrario para los hombres. También encontramos evidencia de que los Consejos de Salarios han sido un mecanismo de negociación colectiva más importante para las mujeres que para los hombres como mecanismo de mejora de la calidad de sus ocupaciones. Este hallazgo se complementa por el estudio por dimensión, que indica que esta mejora se ha producido básicamente por el efecto que tuvo la negociación colectiva sobre los ingresos

laborales y la informalidad.

Finalmente, gracias al estudio de las asimetrías encontramos que el ajuste de corto plazo del IOBC se procesa más rápidamente en las ocupaciones más precarias, a lo que se agrega que reacciona con mayor velocidad en las fases contractivas que a las expansivas del ciclo. Esta no linealidad es relevante para evaluar los mecanismos de política pública que pudieran desplegarse para atender situaciones críticas y contextos de auge económico con la finalidad de suavizar su comportamiento.

En términos de política pública, esta investigación ofrece insumos que sirven para su diseño y evaluación. Por una parte, brinda elementos que facilitan una mayor focalización al dar cuenta de qué dimensiones son más afectadas por el ciclo económico. Por otra parte, el desagregar por sexo permite evaluar el efecto diferencial entre hombres y mujeres que podrían tener políticas aplicadas sobre algunas dimensiones en particular, o sobre los mecanismos de negociación colectiva. Finalmente, los resultados sugieren la importancia de prontas reacciones de política que compensen las pérdidas de bienestar cuando la actividad económica decae y la calidad del empleo se deteriora con rapidez (especialmente cuando la actividad económica se encuentra por debajo de su nivel tendencial).

A pesar de los avances que hace esta investigación en el estudio de la calidad del empleo en el Uruguay, quedan numerosas aristas por explorar y continuar profundizando el conocimiento del fenómeno. Uno de los desafíos que permanece para futuras investigaciones es lograr mayores niveles de desagregación, como con los que trabajan [Carrasco et al. \(2018\)](#) en su análisis del mercado laboral uruguayo. Poder estimar estas relaciones a nivel departamental o por sector de actividad sería muy valioso como insumo para el diseño de políticas. Además, al tener información desagregada podríamos conocer mejor las interacciones entre factores como el género y los sectores de ocupación (discriminación horizontal), y las privaciones que presenta cada uno de ellos.

Otro campo de investigación posible es estudiar un período mayor que llegue a 2021. Si bien esto plantea algunas dificultades metodológicas por los cambios introducidos a la ECH, puede arrojar luz sobre cambios que se produjeron en el mercado de trabajo en los últimos años. [Lavalleja y Torres \(2022\)](#), destacan que la pandemia provocada por el COVID-19 trajo

consigo un aumento en el subempleo y al mismo tiempo una reducción de la informalidad. Por lo tanto, dilucidar cómo han operado las diferentes dimensiones y observar cuál ha sido el comportamiento del indicador sintético sería útil para comprender cuáles han sido los resultados con una visión global.

Por último, también sería un aporte relevante para la literatura aplicar esta misma metodología a otros países para entender mejor cuáles son las dinámicas de la calidad del empleo en países con diferentes niveles de desarrollo. Además, permitiría poner estos resultados en perspectiva y analizar qué rol pueden cumplir las diferentes instituciones del mercado de trabajo en la evolución de este índice. En cierta medida, podría verse como una complementación entre trabajos de series temporales como el presente, y estudios como el de [Sehnbruch *et al.* \(2020\)](#) de sección cruzada. Estudios con datos de panel pueden ser contribuciones significativas a la comprensión de este tema.

Referencias

- Acemoglu, D. y Scott, A. (1994). Asymmetries in the Cyclical Behaviour of UK Labour Markets. *The Economic Journal*, 104(427):1303–1323.
- Albrecht, J. y Vroman, S. (2002). A matching model with endogenous skill requirements. *International Economic Review*, 43(1):283–305.
- Alkire, S. (2013). *Choosing Dimensions: The Capability Approach and Multidimensional Poverty*, pp. 89–119. Palgrave Macmillan UK, London.
- Alkire, S. y Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8):476–487.
- Alkire, S. y Santos, M. E. (2014). Measuring acute poverty in the developing world: Robustness and scope of the multidimensional poverty index. *World Development*, 59:251–274.
- Altavilla, C. y Vinci, C. (2011). Non-linear dynamics of real wages over the business cycle. *Journal of Applied Economics*, 14(1):81–99.
- Amarante, V. y Arim, R. (2005). El mercado laboral: Cambios estructurales y el impacto de la crisis 1986-2002. En *Uruguay. Empleo y protección social: de la crisis al crecimiento*. OIT.
- Amarante, V. y Arim, R. (2015). Desigualdad de las remuneraciones e informalidad: breve revisión de la literatura y marco analítico. En Amarante, V. y Arim, R., editores, *Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas*, capítulo 1, pp. 19–35. CEPAL, Chile.
- Amarante, V., Arim, R., y Yapor, M. (2015). Desigualdad e informalidad en el Uruguay. En Amarante, V. y Arim, R., editores, *Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas*, capítulo 8, pp. 245–284. CEPAL, Chile.
- Amarante, V., Arim, R., y Yapor, M. (2016). Decomposing inequality changes in Uruguay: the role of formalization in the labor market. *IZA Journal of Labor & Development*, 5(1):1–20.

- Amarante, V. y Espino, A. (2009). Informalidad y desprotección social en Uruguay. *Problemas del desarrollo : Revista Latinoamericana de Economía*, (158):33–54.
- Amarante, V. y Perazzo, I. (2013). Trabajo por cuenta propia y monotributo en el Uruguay. Documento de Trabajo 04/13, Instituto de Economía (FCEA - UdelAR), Montevideo.
- Anker, R., Chernyshev, I., Egger, P., Mehran, F., y Ritter, J. A. (2003). Measuring decent work with statistical indicators. *International Labour Review*, 142(2):147–178.
- Antonczyk, D., Fitzenberger, B., y Sommerfeld, K. (2010). Rising wage inequality, the decline of collective bargaining, and the gender wage gap. *Labour Economics*, 17(5):835–847.
- Araya, F., Álvaro Brunini, y Lavalleja, M. (2013). Panorama del trabajo decente en Uruguay, con perspectiva sectorial 2006-2012. Informe sobre trabajo decente, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Arestis, P., Ferreiro, J., y Gómez, C. (2020). Quality of employment and employment protection. Effects of employment protection on temporary and permanent employment. *Structural Change and Economic Dynamics*, 53:180–188.
- Ball, L., Furceri, D., Leigh, D., y Loungani, P. (2019). Does One Law Fit All? Cross-Country Evidence on Okun's Law. *Open Economies Review*, 30(5):841–874.
- Bescond, D., Chataignier, A., y Mehran, F. (2003). Seven indicators to measure decent work: An international comparison. *International Labour Review*, 142(2):179–212.
- Blanchard, O. J. y Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1:15–78.
- Bolotnyy, V. y Emanuel, N. (2022). Why do women earn less than men? Evidence from bus and train operators. *Journal of Labor Economics*, 40(2):283–323.
- Bonnet, F. (2015). Social protection coverage across employment patterns. En ILO, editor, *World Employment and Social Outlook: The Changing Nature of Jobs*, capítulo 3, pp. 73–109. International Labour Organization, Geneva.

- Bonofiglio, N. y González, M. (2004). Evidencias sobre el deterioro de la calidad del empleo en la Argentina. En Lindenboim, J., editor, “*Trabajo, desigualdad y territorio. Las consecuencias del neoliberalismo*.” CEPED - IIE - UBA, Buenos Aires.
- Booyesen, F. (2002). An overview and evaluation of composite indices of development. *Social Indicators Research*, 59(2):115–151.
- Borráz, F. y Robano, C. (2010). Brecha salarial en Uruguay. *Revista de Análisis Económico*, 25:49 – 77.
- Bosch, M. y Maloney, W. (2008). Cyclical movements in unemployment and informality in developing countries. Policy Research Working Paper Series 4648, The World Bank.
- BPS (2022). Trabajo doméstico remunerado en Uruguay. Comentarios de Seguridad Social 89, Banco de Previsión Social.
- Brun, M. y Colacce, M. (2019). Medición de la pobreza monetaria en el Uruguay: conceptos, metodologías, evolución y alternativas. Estudios y Perspectivas – Oficina de la CEPAL en Montevideo 37, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Burchell, B., Sehnbruch, K., Piasna, A., y Agloni, N. (2014). The quality of employment and decent work: definitions, methodologies, and ongoing debates. *Cambridge Journal of Economics*, 38(2):459–477.
- Burdett, K., Lagos, R., y Wright, R. (2003). Crime, inequality, and unemployment. *American Economic Review*, 93(5):1764–1777.
- Burgess, S. M. (1992). Nonlinear dynamics in a structural model of employment. *Journal of Applied Econometrics*, 7(S1):S101–S118.
- Böckerman, P. e Ilmakunnas, P. (2012). The job satisfaction-productivity nexus: A study using matched survey and register data. *ILR Review*, 65(2):244–262.
- Caliendo, M. y Wittbrodt, L. (2022). Did the minimum wage reduce the gender wage gap in Germany? *Labour Economics*, 78:102228.

- Cappelli, P. y Chauvin, K. (1991). An Interplant Test of the Efficiency Wage Hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(3):769–787.
- Card, D., Cardoso, A. R., y Kline, P. (2015). Bargaining, Sorting, and the Gender Wage Gap: Quantifying the Impact of Firms on the Relative Pay of Women. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2):633–686.
- Carrasco, P., Cichevsky, A., y Perazzo, I. (2018). Evolución reciente de las principales variables del mercado laboral uruguayo. Documento de Trabajo 09/18, Instituto de Economía (FCEA - UdelaR), Montevideo.
- Casetti, E. y Pandit, K. (1987). The non linear dynamics of sectoral shifts. *Economic Geography*, 63(3):241–258.
- Cazes, S., Verick, S., y Al-Hussami, M. (2013). Diverging trends in unemployment in the United States and Europe: Evidence from Okun's law and the global financial crisis. Employment Working Paper 106, International Labour Organization, Geneva.
- Chong, A. y Gradstein, M. (2007). Inequality and informality. *Journal of Public Economics*, 91(1):159–179.
- Christopoulos, D., McAdam, P., y Tzavalis, E. (2019). Exploring Okun's law asymmetry: an endogenous threshold LSTR approach. Working Paper Series 2345, European Central Bank.
- Clark, A. (2005). *What Makes a Good Job? Evidence from OECD Countries*, pp. 11–30. Palgrave Macmillan UK, London.
- Colacce, M., Mojica, M., y Zurbrigg, J. (2020). Brechas de género en los ingresos laborales en el Uruguay. Informe cepal - onu mujeres, CEPAL, Montevideo.
- Craig, L. y Churchill, B. (2021). Working and caring at home: Gender differences in the effects of Covid-19 on paid and unpaid labor in Australia. *Feminist Economics*, 27(1-2):310–326.
- Dal Bó, E., Finan, F., y Rossi, M. A. (2013). Strengthening State Capabilities: The Role of Financial Incentives in the Call to Public Service. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(3):1169–1218.

- Daly, M. C. y Hobijn, B. (2014). Downward nominal wage rigidities bend the Phillips curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(S2):51–93.
- Davidson, R. y MacKinnon, J. (2021). *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press, New York, U.S.A.
- Dell’Anno, R. (2022). Theories and definitions of the informal economy: A survey. *Journal of Economic Surveys*, 36(5):1610–1643.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5):1001–1044.
- Dolado, J. J., Jansen, M., y Jimeno, J. F. (2009). On-the-job search in a matching model with heterogeneous jobs and workers. *The Economic Journal*, 119(534):200–228.
- Drolet, M. y Mumford, K. (2012). The gender pay gap for private-sector employees in Canada and Britain. *British Journal of Industrial Relations*, 50(3):529–553.
- Dube, A., Naidu, S., y Reich, M. (2007). The economic effects of a citywide minimum wage. *Industrial and Labor Relations Review*, 60(4):522–543.
- Elvira, M. M. y Saporta, I. (2001). How does collective bargaining affect the gender pay gap? *Work and Occupations*, 28(4):469–490.
- Espino, A. y Pedetti, G. (2012). Social dialogue and gender equality in uruguay. Working Paper 15, International Labour Organization, Geneva.
- Fairris, D., Runsten, D., Briones, C., y Goodheart, J. (2015). Examining the evidence: The impact of the los angeles living wage ordinance on workers and businesses. *UCLA: Institute for Research on Labor and Employment*, 44.
- Farne, S. (2003). Estudio sobre la calidad del empleo en Colombia. Estudios de Economía Laboral en Países Andinos 5, OIT.
- Farne, S. y Vergara, C. A. (2015). Economic growth, labour flexibilization and employment quality in Colombia, 2002–11. *International Labour Review*, 154(2):253–269.

- Fernández, A., Lanzilotta, B., Mazzuchi, G., y Perera, M. (2008). La negociación colectiva en Uruguay: Análisis y alternativas. Informe del programa de modernización de las relaciones laborales de la ucu, CINVE.
- Fernández Martín, A. y Meza, F. (2015). Informal employment and business cycles in emerging economies: The case of Mexico. *Review of Economic Dynamics*, 18(2):381–405.
- Fields, G. S. (1984). Employment, Income Distribution and Economic Growth in Seven Small Open Economies. *The Economic Journal*, 94(373):74–83.
- Fiess, N., Fugazza, M., y Maloney, W. (2010). Informal self-employment and macroeconomic fluctuations. *Journal of Development Economics*, 91(2):211–226.
- Fondo Monetario Internacional (2012). Perspectivas de la Economía Mundial: Hacer frente a los altos niveles de deuda y al lento crecimiento. Estudios económicos y financieros Oct/12, FMI.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3):451–472.
- Fuchs, V. R. (1989). Women's quest for economic equality. *Journal of Economic Perspectives*, 3(1):25–41.
- Ghai, D. (2003). Decent work: Concept and indicators. *International Labour Review*, 142(2):113–145.
- Goldin, C. (2014). A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, 104(4):1091–1119.
- Greenwood, J. y Vandenbroucke, G. (2005). Hours worked: Long-run trends. Working Paper 11629, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Groshen, E. L. y Krueger, A. B. (1990). The structure of supervision and pay in hospitals. *Industrial and Labor Relations Review*, 43(3):134S–146S.

- Gómez, V. y Maravall, A. (1998). Guide for using the programs TRAMO and SEATS. Documentos de Trabajo 9805, Banco de España.
- Harter, J., Schmidt, F., y Hayes, T. (2002). Business-unit-level relationship between employee satisfaction, employee engagement, and business outcomes: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 87(2):268–279.
- Hassan, M. y Kandil, M. (2014). Employment fluctuations and sectoral shifts in Egypt. *International Journal of Development Issues*, 13(2):129–154.
- Helpman, E., Itskhoki, O., y Redding, S. (2010). Inequality and unemployment in a global economy. *Econometrica*, 78(4):1239–1283.
- Hershbein, B. y Stuart, B. (2022). The Evolution of Local Labor Markets After Recessions. Working Papers 22-16, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Hodrick, R. J. y Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1):1–16.
- Holzer, H. J. (1990). Wages, employer costs, and employee performance in the firm. *Industrial and Labor Relations Review*, 43(3):147–S–164–S.
- Hotchkiss, J. L. y Robertson, J. C. (2012). Asymmetric labour force participation decisions. *Applied Economics*, 44(16):2065–2073.
- Huang, H.-C. y Lin, S.-C. (2006). A flexible nonlinear inference to Okun's relationship. *Applied Economics Letters*, 13(5):325–331.
- Hughes, K. D. (2003). Pushed or pulled? women's entry into self-employment and small business ownership. *Gender, Work & Organization*, 10(4):433–454.
- ILO (2023). Statistics on the informal economy. Department of Statistics Report MERSSI/2023, International Labour Organization, Geneva.
- Ioan, D. (2014). Employment – cause and effect of the economic growth. *Procedia Economics and Finance*, 8:268–274. 1st International Conference 'Economic Scientific Research - Theoretical, Empirical and Practical Approaches', ESPERA 2013.

- Jencks, C., Perman, L., y Rainwater, L. (1988). What is a good job? a new measure of labor-market success. *American Journal of Sociology*, 93(6):1322–1357.
- Jiménez, M. (2016). Un análisis de los determinantes de la calidad del empleo en las medianas y grandes empresas y en el sector público de Argentina. *Ensayos de Economía*, 49:227–270.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2):231–254.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169–210.
- Julià, M., Vanroelen, C., Bosmans, K., Aerden, K. V., y Benach, J. (2017). Precarious employment and quality of employment in relation to health and well-being in europe. *International Journal of Health Services*, 47(3):389–409.
- Kahn, L. (2015). Wage compression and the gender pay gap. *IZA World of Labor*, p. 150.
- Knotek II, E. S. (2007). How useful is Okun’s law? *Economic Review- Federal Reserve Bank of Kansas City*, 92(4):73.
- Kohlbrecher, B. y Merkl, C. (2022). Business cycle asymmetries and the labor market. *Journal of Macroeconomics*, 73:103458.
- Koutroulis, A., Panagopoulos, Y., y Tsouma, E. (2016). Asymmetry in the response of unemployment to output changes in Greece: Evidence from hidden co-integration. *The Journal of Economic Asymmetries*, 13(C):81–88.
- Kuhn, P. y Lozano, F. (2008). The expanding workweek? understanding trends in long work hours among U.S. men, 1979–2006. *Journal of Labor Economics*, 26(2):311–343.

- Lambert, F., Pescatori, A., y Toscani, F. (2020). Labor Market Informality and the Business Cycle. IMF Working Papers 2020/256, International Monetary Fund.
- Lavalleja, M. y Torres, S. (2022). Evolución de la calidad del empleo en el Uruguay, 2006-2021. Estudios y perspectivas 56, CEPAL, Montevideo.
- Layard, R., Nickell, S., y Jackman, R. (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.
- Lee, C.-F. (2010). Testing for unemployment hysteresis in nonlinear heterogeneous panels: International evidence. *Economic Modelling*, 27(5):1097–1102.
- Levine, D. I. (1992). Can wage increases pay for themselves? Tests with a productive function. *The Economic Journal*, 102(414):1102–1115.
- Lewchuk, W., Clarke, M., y de Wolff, A. (2008). Working without commitments: precarious employment and health. *Work, Employment and Society*, 22(3):387–406.
- Lin, C.-H., Kuo, N.-F., y Yuan, C.-D. (2008). Nonlinear vs. nonstationary of hysteresis in unemployment: evidence from OECD economies. *Applied Economics Letters*, 15(11):905–909.
- Machin, S. y Meghir, C. (2004). Crime and economic incentives. *The Journal of Human Resources*, 39(4):958–979.
- Maillot, M. (2016). Informalidad y actividad económica en Uruguay: Una mirada de largo plazo. Tesis de máster, Universidad de la República.
- Martínez, R., Ayala, L., y Ruiz-Huerta, J. (2001). The impact of unemployment on inequality and poverty in OECD countries. *Economics of Transition*, 9(2):417–447.
- Mas, A. (2006). Pay, Reference Points, and Police Performance. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(3):783–821.
- McFarlane, A. A., Das, A., y Chowdhury, M. (2014). Non-linear dynamics of employment, output and real wages in Canada: Recent time series evidence. *Journal of Economic Studies*, 41(4):554–568.

- Meager, N. (2019). Self-employment: independent enterprise, or precarious low-skilled work? the case of the uk. En Conen, W. y Schippers, J., editores, *Self-Employment as Precarious Work: A European Perspective*, capítulo 5. Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Merlo, G. y Porras-Arena, S. (2019). Crecimiento del PIB y desempleo: validez de la ley de Okun para Uruguay. Documento de Trabajo 24/19, Instituto de Economía (FCEA - UdelaR).
- Mondéjar-Jiménez, J. y Vargas-Vargas, M. (2008). Indicadores sintéticos: una revisión de los métodos de agregación. *Economía Sociedad y Territorio*, 8(27):565–585.
- Montero, R. y Pérez, J. (2022). Economic cycles and self-employment: Synthetic cohort analysis for greater santiago. *Estudios de Economía*, 49(1):pp. 5–30.
- Muñoz de Bustillo, R., Macias, E., Antón, J.-I., y Esteve, F. (2011). E pluribus unum? a critical survey of job quality indicators. *Socio-Economic Review*, 9:447–475.
- Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A., Tarantola, S., Hoffman, A., y Giovannini, E. (2005). Handbook on constructing composite indicators: Methodology and user guide. OECD Statistics Working Papers 2005/3, OECD Publishing.
- Neelin, J. (1987). Sectoral shifts and canadian unemployment. *The Review of Economics and Statistics*, 69(4):718–723.
- Ocampo, J. A. y Sehnbruch, K. (2015). Introduction: Quality of employment in Latin America. *International Labour Review*, 154(2):165–170.
- OIT (1999). Trabajo Decente. Memoria del Director General, OIT.
- OIT (2012). The ilo and the eu, partners for decent work and social justice: Impact of ten years of cooperation. Brochure, Organización Internacional del Trabajo.
- OIT (2013). Panorama laboral 2013: América latina y el Caribe. Informe, OIT.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: its measurement and significance, Cowles Foundation Paper 190. *Cowles Foundation, Yale University, New Haven*.

- Oreopoulos, P., von Wachter, T., y Heisz, A. (2012). The short-and long-term career effects of graduating in a recession. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1):1–29.
- Pantea, S. (2022). Self-employment in the eu: quality work, precarious work or both? *Small Business Economics*, 58:403–418.
- Porrás-Arena, M. S. y Martín-Román, L. (2023). The correlation between unemployment and economic growth in Latin America – Okun’s law estimates by country. *International Labour Review*, 162(2):171–198.
- Porrás-Arena, S. (2022). A relationship between job quality and economic growth over the long run and the role of labour institutions: the case of uruguay, 1991–2018. *Revista CEPAL*, (138):119–140.
- Porrás-Arena, S. y Rodríguez, S. (2014). Calidad del empleo en tiempos de crecimiento. Documento de Trabajo 14-16, Instituto de Economía (FCEA - UdelAR).
- Pucci, F., Nión, S., y Ciapessoni, F. (2014). La negociación colectiva en el primer gobierno de izquierda del Uruguay. *Latin American Research Review*, 49(2):3–23.
- Pérez-Alonso, A. y Sanzo, S. D. (2010). Unemployment and hysteresis: A nonlinear unobserved components approach. *Studies in Nonlinear Dynamics Econometrics*, 15(1):1–29.
- Rebitzer, J. B. (1995). Is there a trade-off between supervision and wages? An empirical test of efficiency wage theory. *Journal of Economic Behavior Organization*, 28(1):107–129.
- Reich, M., Hall, P., y Jacobs, K. (2003). Living wage policies at the san francisco airport: Impacts on workers and businesses. *Institute of Industrial Relations, UC Berkeley, Institute for Research on Labor and Employment, Working Paper Series*, 44.
- Reinecke, G. y Valenzuela, M. E. (2000). La calidad de empleo: Un enfoque de género. En Reinecke, G. y Valenzuela, M. E., editores, *¿Más y mejores empleos para más mujeres? La experiencia de los países del MERCOSUR y Chile*, capítulo 2, pp. 29–58. Organización Internacional del Trabajo.

- Restrepo-Plaza, M. y Rivas-Oyuela, P. (2013). La calidad del empleo para los hombres y las mujeres: un estudio desde la informalidad, el subempleo y las percepciones. *Revista Equidad y Desarrollo*, 1(19):115–135.
- Romer, D. (2002). *Macroeconomía Avanzada*. McGraw-Hill, Madrid.
- Rose, H. (1967). On the Non-Linear Theory of the Employment Cycle. *The Review of Economic Studies*, 34(2):153–173.
- Rosen, R. (1991). *Life itself: A Comprehensive Inquiry Into the Nature, Origin, and Fabrication of Life*. Columbia University Press.
- Royuela, V. y Suriñach, J. (2013). Quality of work and aggregate productivity. *Social Indicators Research*, 113(1):37–66.
- Rubery, J., Smith, M., y Fagan, C. (1998). National working-time regimes and equal opportunities. *Feminist Economics*, 4(1):71–101.
- Ruiz-Tagle, J. y Sehnbruch, K. (2015). More but not better jobs in Chile? the fundamental importance of open-ended contracts. *International Labour Review*, 154(2):227–252.
- Saisana, M. y Tarantola, S. (2002). State-of-the-art report on current methodologies and practices for composite indicator development. Número EUR20408. European Commission.
- Saltelli, A. (2007). Composite indicators between analysis and advocacy. *Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement*, 81(1):65–77.
- Saltelli, A., Nardo, M., Saisana, M., y Tarantola, S. (2005). Composite indicators - controversy and the way forward. En *Statistics, knowledge and policy: key indicators to inform decision making*. OECD Publishing.
- Samanamud Valderrama, E. (2021). Una revisión para el Perú de la relación entre el desempleo, el subempleo y la producción. *Revista Finanzas y Política Económica*, 13(2):473–511.

- Schippers, J. (2019). Labour market flexibility, self-employment and precariousness. En Conen, W. y Schippers, J., editores, *Self-Employment as Precarious Work: A European Perspective*, capítulo 2. Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Sehnbruch, K., Burchell, B., Agloni, N., y Piasna, A. (2015). Human development and decent work: Why some concepts succeed and others fail to make an impact. *Development and Change*, 46(2):197–224.
- Sehnbruch, K., González, P., Apablaza, M., Méndez, R., y Arriagada, V. (2020). The Quality of Employment (QoE) in nine Latin American countries: A multidimensional perspective. *World Development*, 127:104738.
- Sharpe, A. (2004). Literature review of frameworks for macro-indicators. Csls research reports, Centre for the Study of Living Standards. 2004-03.
- Sogner, L. y Stiassny, A. (2002). An analysis on the structural stability of Okun's law—a cross-country study. *Applied Economics*, 34(14):1775–1787.
- Soria, A. (2022). Desigualdad de género en el mercado laboral uruguayo en el contexto de heterogeneidad estructural. Documento de trabajo, CIEDUR, Montevideo.
- Tapie, P., Suárez, M., y Rodríguez, V. (2020). La relación de Okun en Uruguay: una revisión ante el shock del COVID-19. Documento de Investigación Estudiantil 04-20, Instituto de Economía (FCEA - UdelaR).
- Tobin, J. (1972). Inflation and unemployment. *The American Economic Review*, 62(1/2):1–18.
- UNCTAD (2014). Who is benefiting from trade liberalization in uruguay? a gender perspective. Technical report, United Nations Conference on Trade and Development.
- Valadkhani, A. y Smyth, R. (2015). Switching and asymmetric behaviour of the Okun coefficient in the US: Evidence for the 1948–2015 period. *Economic Modelling*, 50:281–290.
- Van-Bastelaer, A. y Hussmann, R. (2000). Measurement of the quality of employment: introduction and overview. Presentación al Eurostat Seminar on Measurement of the Quality of Employment, Eurostat.

- Ward, M. (2004). *Quantifying the World: UN Ideas and Statistics*. Indiana University Press, Bloomington.
- Wasserman, M. (2022). Hours Constraints, Occupational Choice, and Gender: Evidence from Medical Residents. *The Review of Economic Studies*, 90(3):1535–1568.
- Yellen, J. L. (1984). Efficiency wage models of unemployment. *The American Economic Review*, 74(2):200–205.
- Zunino, M. (2012). Impacto de la reinstauración de los consejos de salarios sobre la distribución salarial en Uruguay. *Económica*, 58:p. 130–167.
- Zurbrigg, J. (2021). Brechas salariales entre varones y mujeres en el Uruguay. Documentos de proyectos, CEPAL, Santiago.

A. Anexo

A.1. Tablas

A.1.1. Estadísticas descriptivas

Cuadro 5: Estadísticas descriptivas del IOBC

| | Ingreso absoluto | | | Ingreso relativo | | |
|----------------------------|------------------|--------|--------|------------------|--------|--------|
| | K=1 | K=2 | K=3 | K=1 | K=2 | K=3 |
| Hombres | | | | | | |
| <i>Promedio</i> | 0,1696 | 0,0438 | 0,0039 | 0,1433 | 0,0267 | 0,0013 |
| <i>Mediana</i> | 0,1689 | 0,0351 | 0,0022 | 0,1469 | 0,0227 | 0,0010 |
| <i>Máximo</i> | 0,2901 | 0,1226 | 0,0169 | 0,2170 | 0,0618 | 0,0046 |
| <i>Mínimo</i> | 0,0806 | 0,0101 | 0,0003 | 0,0839 | 0,0106 | 0,0003 |
| <i>Desviación estándar</i> | 0,0721 | 0,0348 | 0,0043 | 0,0448 | 0,0153 | 0,0010 |
| <i>Asimetría</i> | 0,2099 | 0,7041 | 1,1320 | 0,0929 | 0,7122 | 1,0913 |
| <i>Kurtosis</i> | 1,4993 | 2,1223 | 3,1751 | 1,3815 | 2,2022 | 3,8397 |
| <i>Suma</i> | 12,8870 | 3,3319 | 0,2993 | 10,8886 | 2,0295 | 0,0982 |
| <i>Observaciones</i> | 76 | 76 | 76 | 76 | 76 | 76 |
| Mujeres | | | | | | |
| <i>Promedio</i> | 0,1434 | 0,0410 | 0,0039 | 0,1149 | 0,0253 | 0,0015 |
| <i>Mediana</i> | 0,1441 | 0,0356 | 0,0027 | 0,1151 | 0,0226 | 0,0012 |
| <i>Máximo</i> | 0,2701 | 0,1063 | 0,0130 | 0,1878 | 0,0578 | 0,0039 |
| <i>Mínimo</i> | 0,0534 | 0,0080 | 0,0003 | 0,0565 | 0,0086 | 0,0003 |
| <i>Desviación estándar</i> | 0,0724 | 0,0313 | 0,0039 | 0,0447 | 0,0147 | 0,0010 |
| <i>Asimetría</i> | 0,2336 | 0,5847 | 0,9131 | 0,1716 | 0,4830 | 0,5899 |
| <i>Kurtosis</i> | 1,5834 | 2,0169 | 2,6156 | 1,5051 | 1,8517 | 2,2074 |
| <i>Suma</i> | 10,8989 | 3,1152 | 0,2949 | 8,7309 | 1,9249 | 0,1104 |
| <i>Observaciones</i> | 76 | 76 | 76 | 76 | 76 | 76 |
| General | | | | | | |
| <i>Promedio</i> | 0,1575 | 0,0426 | 0,0039 | 0,1301 | 0,0261 | 0,0014 |
| <i>Mediana</i> | 0,1583 | 0,0355 | 0,0025 | 0,1333 | 0,0230 | 0,0012 |
| <i>Máximo</i> | 0,2799 | 0,1138 | 0,0147 | 0,2010 | 0,0601 | 0,0041 |
| <i>Mínimo</i> | 0,0686 | 0,0094 | 0,0003 | 0,0720 | 0,0102 | 0,0003 |
| <i>Desviación estándar</i> | 0,0726 | 0,0332 | 0,0041 | 0,0451 | 0,0150 | 0,0010 |
| <i>Asimetría</i> | 0,2181 | 0,6463 | 1,0044 | 0,1229 | 0,5868 | 0,7560 |
| <i>Kurtosis</i> | 1,5310 | 2,0505 | 2,7839 | 1,4167 | 1,9665 | 2,7215 |
| <i>Suma</i> | 11,9708 | 3,2350 | 0,2969 | 9,8893 | 1,9807 | 0,1031 |
| <i>Observaciones</i> | 76 | 76 | 76 | 76 | 76 | 76 |

Cuadro 6: Estadísticas descriptivas de las privaciones

| | Horas | Informalidad | Ingresos A | Ingresos R |
|----------------------------|--------------|---------------------|-------------------|-------------------|
| Hombres | | | | |
| <i>Promedio</i> | 0,3607 | 0,2941 | 0,1942 | 0,1108 |
| <i>Mediana</i> | 0,3746 | 0,2903 | 0,1943 | 0,1116 |
| <i>Máximo</i> | 0,4581 | 0,4142 | 0,3862 | 0,1792 |
| <i>Mínimo</i> | 0,2636 | 0,2284 | 0,0585 | 0,0774 |
| <i>Desviación estándar</i> | 0,0646 | 0,0566 | 0,1095 | 0,0223 |
| <i>Asimetría</i> | -0,1017 | 0,4479 | 0,3676 | 0,5718 |
| <i>Kurtosis</i> | 1,3713 | 1,7716 | 1,7162 | 2,7328 |
| <i>Suma</i> | 27,4165 | 22,3496 | 14,7609 | 8,4181 |
| <i>Observaciones</i> | 76 | 76 | 76 | 76 |
| Mujeres | | | | |
| <i>Promedio</i> | 0,2601 | 0,2866 | 0,2367 | 0,1457 |
| <i>Mediana</i> | 0,2560 | 0,2952 | 0,2543 | 0,1522 |
| <i>Máximo</i> | 0,3574 | 0,4097 | 0,4355 | 0,2168 |
| <i>Mínimo</i> | 0,1817 | 0,1906 | 0,0798 | 0,0950 |
| <i>Desviación estándar</i> | 0,0589 | 0,0668 | 0,1164 | 0,0312 |
| <i>Asimetría</i> | 0,2435 | 0,1802 | 0,1588 | 0,0346 |
| <i>Kurtosis</i> | 1,5140 | 1,5970 | 1,6136 | 1,8126 |
| <i>Suma</i> | 19,7708 | 21,7784 | 17,9901 | 11,0698 |
| <i>Observaciones</i> | 76 | 76 | 76 | 76 |
| General | | | | |
| <i>Promedio</i> | 0,3157 | 0,2906 | 0,2132 | 0,1263 |
| <i>Mediana</i> | 0,3215 | 0,2922 | 0,2227 | 0,1288 |
| <i>Máximo</i> | 0,4136 | 0,4069 | 0,4032 | 0,1950 |
| <i>Mínimo</i> | 0,2298 | 0,2169 | 0,0706 | 0,0854 |
| <i>Desviación estándar</i> | 0,0624 | 0,0608 | 0,1121 | 0,0255 |
| <i>Asimetría</i> | 0,0488 | 0,3116 | 0,2676 | 0,2127 |
| <i>Kurtosis</i> | 1,3919 | 1,6305 | 1,6563 | 2,0753 |
| <i>Suma</i> | 23,9952 | 22,0888 | 16,2044 | 9,6007 |
| <i>Observaciones</i> | 76 | 76 | 76 | 76 |

Cuadro 7: Estadísticas descriptivas del logaritmo del PIB

| | Ln(PIB) |
|----------------------------|----------------|
| <i>Promedio</i> | 4,8408 |
| <i>Mediana</i> | 4,8989 |
| <i>Máximo</i> | 5,1579 |
| <i>Mínimo</i> | 4,4152 |
| <i>Desviación estándar</i> | 0,2341 |
| <i>Asimetría</i> | -0,2946 |
| <i>Kurtosis</i> | 1,6119 |
| <i>Suma</i> | 367,9023 |
| <i>Observaciones</i> | 76 |

A.1.2. Contrastes de raíz unitaria

Cuadro 8: Contrastes ADF y KPSS sobre las series del IOBC

| Privación de ingreso | | ADF | | | | KPSS | |
|----------------------|------------|-------------------------|---------|---------------------------------|---------|---------------------------------|-------------------|
| | | Const. ($\Delta = 1$) | | Const. y tend. ($\Delta = 0$) | | Const. y tend. ($\Delta = 0$) | |
| | | Estadístico t | Valor p | Estadístico t | Valor p | Estadístico LM | Valor crítico 5 % |
| <i>Absoluta</i> | <i>K=1</i> | -7,668 | 0,000 | -1,977 | 0,603 | 0,134 | 0,146 |
| | | -9,541 | 0,000 | -2,742 | 0,223 | 0,129 | 0,146 |
| | | -7,798 | 0,000 | -2,582 | 0,290 | 0,132 | 0,146 |
| | <i>K=2</i> | -7,400 | 0,000 | -2,112 | 0,530 | 0,132 | 0,146 |
| | | -3,260 | 0,021 | -3,364 | 0,065 | 0,126 | 0,146 |
| | | -3,512 | 0,011 | -1,725 | 0,730 | 0,129 | 0,146 |
| | <i>K=3</i> | -3,487 | 0,012 | -2,255 | 0,452 | 0,119 | 0,146 |
| | | -4,993 | 0,000 | -3,357 | 0,066 | 0,121 | 0,146 |
| | | -9,713 | 0,000 | -2,905 | 0,167 | 0,120 | 0,146 |
| <i>Relativa</i> | <i>K=1</i> | -8,737 | 0,000 | -1,771 | 0,708 | 0,144 | 0,146 |
| | | -10,642 | 0,000 | -1,420 | 0,847 | 0,141 | 0,146 |
| | | -8,920 | 0,000 | -1,679 | 0,751 | 0,143 | 0,146 |
| | <i>K=2</i> | -3,270 | 0,021 | -1,527 | 0,810 | 0,180 | 0,146 |
| | | -4,519 | 0,000 | -0,048 | 0,995 | 0,162 | 0,146 |
| | | -2,374 | 0,153 | -1,953 | 0,616 | 0,174 | 0,146 |
| | <i>K=3</i> | -3,148 | 0,028 | -1,047 | 0,930 | 0,164 | 0,146 |
| | | -3,297 | 0,019 | -0,974 | 0,940 | 0,167 | 0,146 |
| | | -4,968 | 0,000 | -2,275 | 0,442 | 0,167 | 0,146 |

Cuadro 9: Contrastes ADF y KPSS sobre las series de privaciones

| Dimensión | | Población | | ADF | | | | KPSS | |
|---------------------|----------------|-----------|-------|-------------------------|---------|---------------------------------|---------|---------------------------------|-------------------|
| | | | | Const. ($\Delta = 1$) | | Const. y tend. ($\Delta = 0$) | | Const. y tend. ($\Delta = 0$) | |
| | | | | Estadístico t | Valor p | Estadístico t | Valor p | Estadístico LM | Valor crítico 5 % |
| <i>Horas</i> | <i>Hombres</i> | -8,309 | 0,000 | -3,765 | 0,024 | 0,158 | 0,146 | | |
| | <i>Mujeres</i> | -8,883 | 0,000 | -1,016 | 0,935 | 0,197 | 0,146 | | |
| | <i>General</i> | -8,359 | 0,000 | -1,919 | 0,635 | 0,146 | 0,146 | | |
| <i>Informalidad</i> | <i>Hombres</i> | -8,877 | 0,000 | -1,671 | 0,754 | 0,164 | 0,146 | | |
| | <i>Mujeres</i> | -13,405 | 0,000 | -2,377 | 0,388 | 0,129 | 0,146 | | |
| | <i>General</i> | -1,039 | 0,000 | -1,943 | 0,622 | 0,143 | 0,146 | | |
| <i>Ingresos (A)</i> | <i>Hombres</i> | -5,799 | 0,000 | -1,961 | 0,611 | 0,125 | 0,146 | | |
| | <i>Mujeres</i> | -4,796 | 0,000 | -0,594 | 0,976 | 0,145 | 0,146 | | |
| | <i>General</i> | -5,563 | 0,000 | -1,934 | 0,626 | 0,133 | 0,146 | | |
| <i>Ingresos (R)</i> | <i>Hombres</i> | -11,896 | 0,000 | -2,850 | 0,185 | 0,143 | 0,146 | | |
| | <i>Mujeres</i> | -11,219 | 0,000 | -2,693 | 0,243 | 0,193 | 0,146 | | |
| | <i>General</i> | -10,783 | 0,000 | -2,610 | 0,277 | 0,180 | 0,146 | | |

Cuadro 10: Contrastes ADF y KPSS sobre la serie de LnPIB

| ADF | | | | KPSS | |
|-------------------------|---------|---------------------------------|---------|---------------------------------|-------------------|
| Const. ($\Delta = 1$) | | Const. y tend. ($\Delta = 0$) | | Const. y tend. ($\Delta = 0$) | |
| Estadístico t | Valor p | Estadístico t | Valor p | Estadístico LM | Valor crítico 5 % |
| -3,964 | 0,003 | -0,009 | 0,995 | 0,192 | 0,146 |

A.1.3. Contrastes de cointegración

Cuadro 11: Contrastes de cointegración para los modelos del IOBC

| H0 | Valor propio | Traza | | | Máximo valor propio | | | |
|-------------------------|--------------------|-------------|---------------|---------|---------------------|---------------|---------|--------|
| | | Estadístico | Valor crítico | p-valor | Estadístico | Valor crítico | p-valor | |
| Ingreso absoluto | | | | | | | | |
| Hombres | | | | | | | | |
| <i>K=1</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2722 | 25,7964 | 15,4947 | 0,0010 | 22,5632 | 14,2646 | 0,0020 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0445 | 3,2332 | 3,8415 | 0,0722 | 3,2332 | 3,8415 | 0,0722 |
| <i>K=2</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2028 | 18,1349 | 15,4947 | 0,0196 | 16,0940 | 14,2646 | 0,0254 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0283 | 2,0409 | 3,8415 | 0,1531 | 2,0409 | 3,8415 | 0,1531 |
| <i>K=3</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2331 | 20,7959 | 15,4947 | 0,0072 | 18,8424 | 14,2646 | 0,0088 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0271 | 1,9535 | 3,8415 | 0,1622 | 1,9535 | 3,8415 | 0,1622 |
| Mujeres | | | | | | | | |
| <i>K=1</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2119 | 19,0786 | 15,4947 | 0,0138 | 16,9075 | 14,2646 | 0,0187 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0301 | 2,1711 | 3,8415 | 0,1406 | 2,1711 | 3,8415 | 0,1406 |
| <i>K=2</i> | <i>Ninguna</i> | 0,1887 | 15,6320 | 15,4947 | 0,0477 | 14,8468 | 14,2646 | 0,0404 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0110 | 0,7853 | 3,8415 | 0,3755 | 0,7853 | 3,8415 | 0,3755 |
| <i>K=3</i> | <i>Ninguna</i> | 0,1941 | 15,8324 | 15,4947 | 0,0445 | 15,5352 | 14,2646 | 0,0313 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0041 | 0,2972 | 3,8415 | 0,5856 | 0,2972 | 3,8415 | 0,5856 |
| General | | | | | | | | |
| <i>K=1</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2749 | 25,6560 | 15,4947 | 0,0011 | 22,8203 | 14,2646 | 0,0018 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0392 | 2,8356 | 3,8415 | 0,0922 | 2,8356 | 3,8415 | 0,0922 |
| <i>K=2</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2228 | 18,9084 | 15,4947 | 0,0147 | 18,1471 | 14,2646 | 0,0116 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0105 | 0,7613 | 3,8415 | 0,3829 | 0,7613 | 3,8415 | 0,3829 |
| <i>K=3</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2036 | 17,9271 | 15,4947 | 0,0211 | 16,1668 | 14,2646 | 0,0247 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0245 | 1,7603 | 3,8415 | 0,1846 | 1,7603 | 3,8415 | 0,1846 |
| Ingreso relativo | | | | | | | | |
| Hombres | | | | | | | | |
| <i>K=1</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2108 | 17,5182 | 15,4947 | 0,0245 | 17,0458 | 14,2646 | 0,0177 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0065 | 0,4724 | 3,8415 | 0,4919 | 0,4724 | 3,8415 | 0,4919 |
| <i>K=2</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2137 | 19,4605 | 15,4947 | 0,0120 | 17,0732 | 14,2646 | 0,0175 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0331 | 2,3873 | 3,8415 | 0,1223 | 2,3873 | 3,8415 | 0,1223 |
| <i>K=3</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2806 | 25,7323 | 15,4947 | 0,0010 | 23,3869 | 14,2646 | 0,0014 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0325 | 2,3454 | 3,8415 | 0,1257 | 2,3454 | 3,8415 | 0,1257 |
| Mujeres | | | | | | | | |
| <i>K=1</i> | <i>Ninguna</i> | 0,1940 | 16,1903 | 15,4947 | 0,0392 | 15,5311 | 14,2646 | 0,0314 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0091 | 0,6593 | 3,8415 | 0,4168 | 0,6593 | 3,8415 | 0,4168 |
| <i>K=2</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2788 | 23,6229 | 15,4947 | 0,0024 | 23,5277 | 14,2646 | 0,0013 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0013 | 0,0951 | 3,8415 | 0,7577 | 0,0951 | 3,8415 | 0,7577 |
| <i>K=3</i> | <i>Ninguna</i> | 0,5187 | 53,4093 | 15,4947 | 0,0000 | 51,9156 | 14,2646 | 0,0000 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0208 | 1,4938 | 3,8415 | 0,2216 | 1,4938 | 3,8415 | 0,2216 |
| General | | | | | | | | |
| <i>K=1</i> | <i>Ninguna</i> | 0,1935 | 15,8492 | 15,4947 | 0,0442 | 15,4862 | 14,2646 | 0,0319 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0050 | 0,3630 | 3,8415 | 0,5468 | 0,3630 | 3,8415 | 0,5468 |
| <i>K=2</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2092 | 17,2084 | 15,4947 | 0,0273 | 16,9013 | 14,2646 | 0,0187 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0043 | 0,3071 | 3,8415 | 0,5795 | 0,3071 | 3,8415 | 0,5795 |
| <i>K=3</i> | <i>Ninguna</i> | 0,3720 | 34,8738 | 15,4947 | 0,0000 | 33,0342 | 14,2646 | 0,0000 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0256 | 1,8396 | 3,8415 | 0,1750 | 1,8396 | 3,8415 | 0,1750 |

Cuadro 12: Contrastes de cointegración para los modelos por privación

| H0 | Valor propio | Traza | | | Máximo valor propio | | | |
|---------------------|--------------------|-------------|---------------|---------|---------------------|---------------|---------|--------|
| | | Estadístico | Valor crítico | p-valor | Estadístico | Valor crítico | p-valor | |
| Hombres | | | | | | | | |
| <i>Horas</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2059 | 17,0229 | 15,4947 | 0,0292 | 16,5992 | 14,2646 | 0,0210 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0059 | 0,4237 | 3,8415 | 0,5151 | 0,4237 | 3,8415 | 0,5151 |
| <i>Informalidad</i> | <i>Ninguna</i> | 0,1980 | 16,4214 | 15,4947 | 0,0362 | 16,3275 | 14,2646 | 0,0233 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0013 | 0,0939 | 3,8415 | 0,7593 | 0,0939 | 3,8415 | 0,7593 |
| <i>Ingresos A</i> | <i>Ninguna</i> | 0,4583 | 44,7083 | 15,4947 | 0,0000 | 43,5306 | 14,2646 | 0,0000 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0165 | 1,1777 | 3,8415 | 0,2778 | 1,1777 | 3,8415 | 0,2778 |
| <i>Ingresos R</i> | <i>Ninguna</i> | 0,4824 | 48,3712 | 15,4947 | 0,0000 | 46,7639 | 14,2646 | 0,0000 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0224 | 1,6072 | 3,8415 | 0,2049 | 1,6072 | 3,8415 | 0,2049 |
| Mujeres | | | | | | | | |
| <i>Horas</i> | <i>Ninguna</i> | 0,3199 | 28,1406 | 15,4947 | 0,0004 | 27,7580 | 14,2646 | 0,0002 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0053 | 0,3826 | 3,8415 | 0,5362 | 0,3826 | 3,8415 | 0,5362 |
| <i>Informalidad</i> | <i>Ninguna</i> | 0,1941 | 16,8236 | 15,4947 | 0,0314 | 15,9673 | 14,2646 | 0,0266 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0115 | 0,8563 | 3,8415 | 0,3548 | 0,8563 | 3,8415 | 0,3548 |
| <i>Ingresos A</i> | <i>Ninguna</i> | 0,3864 | 37,1506 | 15,4947 | 0,0000 | 34,6791 | 14,2646 | 0,0000 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0342 | 2,4716 | 3,8415 | 0,1159 | 2,4716 | 3,8415 | 0,1159 |
| <i>Ingresos R</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2591 | 23,0205 | 15,4947 | 0,0031 | 21,2878 | 14,2646 | 0,0033 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0241 | 1,7327 | 3,8415 | 0,1881 | 1,7327 | 3,8415 | 0,1881 |
| General | | | | | | | | |
| <i>Horas</i> | <i>Ninguna</i> | 0,2428 | 20,3972 | 15,4947 | 0,0084 | 20,0234 | 14,2646 | 0,0055 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0052 | 0,3738 | 3,8415 | 0,5409 | 0,3738 | 3,8415 | 0,5409 |
| <i>Informalidad</i> | <i>Ninguna</i> | 0,1907 | 16,2408 | 15,4947 | 0,0386 | 15,6594 | 14,2646 | 0,0299 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0078 | 0,5813 | 3,8415 | 0,4458 | 0,5813 | 3,8415 | 0,4458 |
| <i>Ingresos A</i> | <i>Ninguna</i> | 0,5085 | 51,9525 | 15,4947 | 0,0000 | 50,4274 | 14,2646 | 0,0000 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0213 | 1,5251 | 3,8415 | 0,2168 | 1,5251 | 3,8415 | 0,2168 |
| <i>Ingresos R</i> | <i>Ninguna</i> | 0,3337 | 30,7481 | 15,4947 | 0,0001 | 28,8312 | 14,2646 | 0,0001 |
| | <i>A lo sumo 1</i> | 0,0266 | 1,9169 | 3,8415 | 0,1662 | 1,9169 | 3,8415 | 0,1662 |

A.1.4. Estandarización de coeficientes

Cuadro 13: Coeficientes β estandarizados de los VECM para el IOBC

| | Ingreso absoluto | | | Ingreso relativo | | |
|----------------|-------------------------|---------------------------|---------------|-------------------------|---------------------------|---------------|
| | β | $\frac{DE_X}{DE_{LnPIB}}$ | β_{est} | β | $\frac{DE_X}{DE_{LnPIB}}$ | β_{est} |
| Hombres | | | | | | |
| $K = 1$ | -0,3277 | 0,0721 0,2341 | -0,1009 | 0,1941 | 0,0448 0,2341 | -0,0371 |
| $K=2$ | -0,1410 | 0,0348 0,2341 | -0,0210 | -0,0606 | 0,0153 0,2341 | -0,0040 |
| $K=3$ | -0,0192 | 0,0043 0,2341 | -0,0004 | -0,0040 | 0,0010 0,2341 | 0,0000 |
| Mujeres | | | | | | |
| $K = 1$ | -0,3539 | 0,0724 0,2341 | -0,1094 | -0,1974 | 0,0447 0,2341 | -0,0377 |
| $K=2$ | -0,1405 | 0,0313 0,2341 | -0,0188 | -0,0606 | 0,0147 0,2341 | -0,0038 |
| $K=3$ | -0,0163 | 0,0039 0,2341 | -0,0003 | -0,0043 | 0,0010 0,2341 | 0,0000 |
| General | | | | | | |
| $K = 1$ | -0,3388 | 0,0726 0,2341 | -0,1050 | -0,2005 | 0,0451 0,2341 | -0,0386 |
| $K=2$ | -0,1491 | 0,0332 0,2341 | -0,0211 | -0,0593 | 0,0150 0,2341 | -0,0038 |
| $K=3$ | -0,0189 | 0,0041 0,2341 | -0,0003 | -0,0042 | 0,0010 0,2341 | 0,0000 |

Cuadro 14: Coeficientes β estandarizados de los VECM para las privaciones

| | β | $\frac{DE_X}{DE_{LnPIB}}$ | β_{est} |
|---------------------|---------|---------------------------|---------------|
| Hombres | | | |
| <i>Horas</i> | 0,2804 | 0,0646 0,2341 | 0,0774 |
| <i>Informalidad</i> | 0,2400 | 0,0566 0,2341 | 0,0580 |
| <i>Ingresos A</i> | 0,5298 | 0,1095 0,2341 | 0,2478 |
| <i>Ingresos R</i> | 0,0942 | 0,0223 0,2341 | 0,0090 |
| Mujeres | | | |
| <i>Horas</i> | 0,2482 | 0,0589 0,2341 | 0,0625 |
| <i>Informalidad</i> | 0,3090 | 0,0668 0,2341 | 0,0882 |
| <i>Ingresos A</i> | 0,5861 | 0,1164 0,2341 | 0,2915 |
| <i>Ingresos R</i> | 0,1322 | 0,0312 0,2341 | 0,0176 |
| General | | | |
| <i>Horas</i> | 0,2675 | 0,0624 0,2341 | 0,0713 |
| <i>Informalidad</i> | 0,2665 | 0,0608 0,2341 | 0,0692 |
| <i>Ingresos A</i> | 0,5562 | 0,1121 0,2341 | 0,2663 |
| <i>Ingresos R</i> | 0,1089 | 0,0255 0,2341 | 0,0118 |