

Impacto de shocks macroeconómicos sobre la Brecha Salarial de Género en Montevideo: análisis a partir de Vectores Autorregresivos

Ignacio Cabrera
María Eugenia Echeberría
Francisco Irazusta

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Investigación Estudiantil

Diciembre, 2021

DIE06/21

ISSN: 2301-1963 (en línea)

Agradecemos la orientación, motivación y valiosos aportes de Gabriela Mordecki, Lucía Rosich y Bibiana Lanzilotta en el marco de la edición 2021 del Taller de Análisis de Coyuntura. Agradecemos especialmente el acompañamiento de Bibiana, quien siguió de cerca la elaboración del trabajo en todas sus etapas. También agradecemos al equipo de Economía Laboral del Instituto de Economía por su apoyo en la obtención de datos imprescindibles para el logro de los objetivos propuestos, así como por sus valiosos aportes. En particular, agradecemos a Sofía Santín, Ivone Perazzo y Verónica Amarante.

Forma de citación sugerida para este documento: Cabrera, I., Echeberría, M., Irazusta, F. (2021). *Impacto de shocks macroeconómicos sobre la Brecha Salarial de Género en Montevideo: análisis a partir de Vectores Autorregresivos*. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 06/21. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Impacto de shocks macroeconómicos sobre la Brecha Salarial de Género en Montevideo: análisis a partir de Vectores Autorregresivos

Ignacio Cabrera (*), María Eugenia Echeberría (**) y Francisco Irazusta (***)

Resumen

Las Brechas Salariales de Género (BSG) son un problema persistente a nivel internacional, más allá de que se observa cierta tendencia a su disminución. Mientras que la problemática ha sido ampliamente estudiada desde el enfoque microeconómico, existe una menor cantidad de antecedentes que estudien la relación entre los shocks macroeconómicos y las BSG. El objetivo de este trabajo es estimar el impacto que shocks macroeconómicos tienen sobre las BSG, así como sobre la participación y el empleo de hombres y mujeres utilizando un modelo VAR en su forma reducida, basándonos en la metodología presentada en Kovalenko y Töpfer (2021). El estudio se enmarca en el caso de Montevideo, Uruguay, utilizando datos para el período 1985-2019. Se encuentra que un shock positivo sobre el Producto Bruto Interno (PBI) genera un aumento en la BSG al considerar ingresos medios por trabajo de todas las personas ocupadas. Asimismo, la participación de las mujeres en el mercado laboral responde positivamente a un shock positivo sobre su ingreso, mientras que la participación de los hombres resulta incambiada.

Palabras clave: Brecha Salarial de Género, VAR, mercado laboral

Código JEL: J16, C32, C51.

Abstract

Gender Pay Gaps (GPG) continue to be a persistent problem internationally, despite the fact that there is a certain decreasing trend. While the problem has been widely studied from the microeconomic approach, there are less studies attending the relationship between macroeconomic shocks and the GPG. The aim of this study is to estimate the impact of macroeconomic shocks on the GPGs, as well as on participation and employment of men and women using a VAR model in its reduced form, based on the methodology presented by Kovalenko and Töpfer (2021). We study the case of Montevideo, Uruguay, using data for the period 1985-2019. We find that a positive shock on the Gross Domestic Product (GDP) results in an increase in the GPG when considering average wage income of all employees. Further, female participation in the labor market responds positively to a positive shock on their income, while male participation remains unchanged.

Keywords: Gender Pay Gap, VAR, labor market

JEL Classification: J16, C32, C51.

(*) Ignacio Cabrera, correo electrónico: nachocabreraa@gmail.com

(**) María Eugenia Echeberría, correo electrónico: maru.echeberria@gmail.com

(***) Francisco Irazusta, correo electrónico: firazusta98@gmail.com

1. Introducción

La problemática de las brechas salariales asociadas al sexo ha sido ampliamente estudiada tanto a nivel internacional como nacional. Tradicionalmente, el enfoque ha sido microeconómico, explicando las mismas a través de las decisiones de los individuos, tanto de quienes ofrecen trabajo en el mercado remunerado como de quienes lo demandan.

Por otro lado, es de consenso en la literatura económica que los ciclos macroeconómicos impactan en el mercado de trabajo, en el empleo, la participación y el salario (Bredemeier et al., 2017; Foroni et al., 2018). Es por esto que ha habido iniciativas de estudiar el impacto de los mismos sobre las Brechas Salariales de Género. En particular, el trabajo de Kovalenko y Töpfer (2021) estudia el impacto de determinados shocks macroeconómicos en la brecha de salario, resultando así uno de los principales antecedentes para el presente ejercicio. El mismo basa su análisis en datos para Estados Unidos y afirma que los resultados son aplicables a otras economías desarrolladas.

El objetivo del presente trabajo es, basándonos en la metodología utilizada en Kovalenko y Töpfer (2021), estimar el impacto que shocks macroeconómicos tienen sobre las brechas salariales de género, así como sobre la participación y el empleo de hombres y mujeres en Montevideo, Uruguay, utilizando datos para el período 1985-2019.

2. Antecedentes y marco teórico

Desde mediados del siglo XX se ha observado a nivel mundial un aumento en la participación laboral femenina. En un principio, puede interpretarse que la mujer desempeñaba un rol de trabajadora secundaria, ya que su participación aumentaba en momentos de crisis económica, de forma de compensar la disminución de ingreso del trabajador proveedor, normalmente el hombre jefe de hogar, lo que se entiende como la hipótesis de trabajador añadido (Woytinsky, 1940). Hacia fines del siglo, Goldin (2006) describe que la participación de las mujeres en el mercado laboral ya forma parte de la identidad de las mismas, es decir, parte del sentirse realizadas personalmente pasa por su carrera laboral. De esta forma, al momento de insertarse, visualizan un horizonte de largo plazo. Las mejores herramientas para la planificación familiar, acompañadas de un notorio aumento de las tasas de divorcio, resultan fuertes motivaciones para que las mujeres busquen una mayor autonomía económica. Esta visión de largo plazo lleva a mejores inversiones en educación y formación, lo que también se refleja en mejores retornos del trabajo.

Pero hay algo que a grandes rasgos persiste en las economías occidentales y es la diferencia tanto en las condiciones e intensidad de participación como en los ingresos que obtienen las mujeres en comparación a los hombres (Marchionni et al, 2018; Boll y Lagemann, 2019).

Las Brechas Salariales de Género

Una de las herramientas utilizadas para caracterizar este problema es la Brecha Salarial de Género (BSG). Se entiende por Brechas Salariales de Género a las diferencias entre el salario de varones y mujeres (Espino et. al, 2021). Hay dos principales formas de conceptualizar las BSG. La primera se explica como la diferencia entre el salario medio (o mediano) que obtienen los diferentes sexos, y de esta forma se obtiene una aproximación de cuánto menos ganan las mujeres respecto a los varones. Por otro lado, hay quienes calculan las brechas como el porcentaje que representan los salarios de las mujeres sobre el salario de los hombres.

Siguiendo a ONU Mujeres y CEPAL (2020), múltiples decisiones deben ser tomadas a la hora de realizar la estimación de brechas salariales, las cuales tienen distintas implicancias sobre los resultados. A continuación se presenta una breve descripción de las mismas.

La primera decisión es el grupo de personas a considerar. Las brechas se pueden calcular para el conjunto de la economía o para sectores en particular, en función al objetivo del estudio. También se debe decidir si incluir a trabajadores independientes o solamente se tomarán aquellos en relación de dependencia, o si tomar en cuenta o no al sector público. Normalmente incluirlo disminuye las brechas ya que la participación femenina suele ser más intensa en este sector y a la vez es de esperarse que esté más regulado. Al mismo tiempo cabe preguntarse si se tomarán en cuenta solamente trabajadores a tiempo completo o también quienes cumplen jornadas más cortas. Nuevamente, en el segundo caso las brechas serán mayores ya que las mujeres están sobrerrepresentadas en este tipo de empleos.

Luego, se debe decidir qué tipo de ingreso es el que se medirá, los más utilizados son el ingreso por hora y el mensual. Relacionado a lo mencionado en el punto anterior, si se toma el ingreso mensual es de esperarse que las brechas sean mayores ya que las horas mensuales dedicadas al trabajo remunerado suelen ser menos para las mujeres.

Por último, para la medición de las brechas podemos tomar los ingresos medios o medianos. Al haber más mujeres acumuladas en los niveles más bajos de ingresos en relación a los hombres, tomar los ingresos medios suele subestimar la brecha, en comparación a cuando se toman los ingresos medianos.

Cabe destacar que no hay un tipo de medición que sea mejor o más precisa que otra, sino que esto puede variar en función de los objetivos del análisis, de las características del sector o grupo poblacional a estudiar, o de la disponibilidad de los datos. De todas formas, es importante a la hora de interpretar los resultados o comparar entre distintos estudios, saber cómo fue construida la brecha en cuestión.

Evidencia empírica

Las estimaciones de brechas salariales de género a nivel internacional muestran que, si bien se observa cierta tendencia a la disminución de las brechas, la misma sigue siendo un problema relevante en la actualidad. Boll y Lagemann (2019) estiman la brecha salarial de género para 24 países europeos en 2014, encontrando que ésta se sitúa entre

un 5% en los países de menor nivel de brecha y más de un 20% en los de mayor, considerando ingresos salariales medios mensuales.

Por otro lado, Marchionni et al (2018) presenta estimaciones para América Latina, encontrando para el 2015 que en promedio la brecha salarial por hora trabajada entre los trabajadores a tiempo completo es superior al 10%. El trabajo posiciona a Uruguay apenas por debajo de la media latinoamericana según este criterio.

Por último, ONU Mujeres y CEPAL (2020) presenta diversas estimaciones de las brechas salariales para Uruguay. En el trabajo estiman que en 1990 las trabajadoras mujeres percibían en promedio un 45% menos de ingresos mensuales que un trabajador varón, pasando esta cifra a 25% en 2018. A su vez, estima que la brecha salarial por hora pasa de un 26% a un 6% en el mismo período.

Los determinantes de la brecha salarial de género

Históricamente, los distintos abordajes que se le ha dado a las diferencias tanto en la participación como en los ingresos dentro del mercado laboral para hombres y mujeres han tenido un enfoque preponderantemente microeconómico. Un primer grupo de factores que explican la brecha salarial de género y pueden caracterizarse como tradicionales, incluye las diferencias en formación de capital humano, la segregación ocupacional, la diferencia en la oferta de horas de trabajo y la discriminación desde la demanda, entre otros.

Desde el lado de la oferta, múltiples trabajos han explicado las brechas salariales desde las decisiones que los individuos toman en cuanto a la formación de capital humano (Schultz, 1995). Es decir, mujeres y hombres toman diferentes decisiones en cuanto a su educación, que llevan a que posteriormente se ocupen en distintas tareas y con distintas remuneraciones. Esto de cierta forma justificaría las diferencias en los ingresos ya que, según este enfoque, las mujeres se ocupan en sectores peor pagos, como los servicios de salud, educación y cuidados. Trabajos recientes para países desarrollados como Blau y Kahn (2017) muestran que, si bien el efecto de la formación en capital humano persiste, explica una porción pequeña de las brechas salariales y que la diferencia en los sectores que emplean mujeres es uno de los factores de mayor importancia para explicar la brecha salarial. La diferencia en las horas de trabajo es otro factor que incide en las brechas salariales. El hecho de que el trabajo no remunerado se reparta de manera desigual entre hombres y mujeres es una de las principales causas de que las mujeres dediquen menos cantidad de horas al mercado laboral (Aguirre, 2009).

Desde el lado de la demanda, los trabajos de Becker (1957, 1971) buscan la explicación a las brechas de ingreso a través de decisiones tomadas por los empleadores, desarrollando el modelo de preferencias por la discriminación. Según este enfoque, los empleadores discriminan a las trabajadoras mujeres entendiendo que incurren en un “costo adicional” asociado a su sexo al contratarlas, y esto justifica que les ofrezcan salarios menores que a los trabajadores hombres.

Posteriormente, la literatura avanzó hacia el análisis de los factores psicológicos, las habilidades no cognitivas y las normas sociales como determinantes de las diferencias salariales entre hombres y mujeres (Bertrand, 2011). En esta línea, tanto Mueller y Plug

(2006) como Nyhus y Pons (2012) encuentran, por ejemplo, que el efecto de los cinco rasgos de la personalidad definidos como los *Big Five* en psicología (Goldberg, 1993) es significativo para explicar las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

Si bien el tema fue abordado con mayor profundidad desde la microeconomía, también puede tratarse desde un enfoque macroeconómico ya que el empleo, la participación y los salarios son afectados por shocks macroeconómicos, como se mencionó previamente. Al partir de un mercado laboral con grandes desigualdades en cuanto a la forma de inserción de hombres y mujeres, es de esperarse que los shocks también tengan impactos diferenciados para unos y otras. La cantidad de trabajos que toman este camino es menor, pero los que estudian la variación de la brecha salarial de género en relación a los ciclos macroeconómicos muestran que la brecha suele contraerse en las recesiones y se expande en los períodos de crecimiento (Kandil and Woods, 2002; Finio, 2010). Algunos autores explican estos resultados mostrando que las recesiones impactan más fuertemente en los hombres, caracterizándolas como “*man-cessions*” (Bredemeier et al., 2017; Albanesi and Sahin, 2018), aunque estos también se recuperan más rápido en los períodos de reactivación, lo cual es nombrado como “*he-coveries*” (Hoynes et al., 2012).

El reciente trabajo de Kovalenko y Töpfer (2021) marca un antecedente importante, analizando el efecto de los shocks macroeconómicos sobre la brecha salarial de género mediante un análisis de VAR estructural. Esto lo distingue del resto de los enfoques que evalúan los impactos del ciclo macroeconómico pero no estiman el impacto de los shocks macroeconómicos. La metodología propuesta permite analizar el efecto en el corto, mediano y largo plazo, así como efectos cruzados entre las variables consideradas.

El mercado laboral uruguayo en el período de análisis

Siendo que en este trabajo se analizan las dinámicas del mercado laboral uruguayo, resulta relevante tener en mente el marco regulatorio en el que éstas se han desarrollado en el período considerado, más aún cuando abarca etapas con marcadas diferencias en la materia. A grandes rasgos, siguiendo los trabajos de Supervielle y Pucci (2008) y Pucci y Quiñones (2015), pueden distinguirse tres etapas marcadas por distintas tendencias.

La primera, desde 1985 a 1990 está marcada desde lo político y social por la vuelta a la democracia tras la dictadura comenzada en 1973. Se destaca la derogación de las leyes promulgadas por el gobierno de facto que trataban diferentes aspectos de la organización sindical, la promulgación de nuevas leyes referidas por ejemplo a la igualdad de trato y oportunidades entre hombres y mujeres (Ley N° 16045 de 1989) y la convocatoria de los Consejos de Salarios, que no habían sido convocados durante la dictadura. La negociación colectiva estuvo marcada por una fuerte participación estatal y una tendencia centralizadora, siendo objetivo del gobierno compatibilizar la negociación con su política macroeconómica anti-inflacionaria y de ajuste fiscal. Esta política es contraria a la establecida entre 1990 y 2005, donde se suspendieron los Consejos de Salarios y la negociación salarial pasó a ser predominantemente bilateral y a nivel de empresa, disminuyendo además la cantidad de convenios alcanzados. Finalmente, el gobierno entrante en 2005 promovió nuevamente la convocatoria de los Consejos de Salarios, incorporándose por primera vez a los trabajadores rurales, trabajadoras domésticas y empleados del sector público. Se sostuvo una negociación tanto a nivel de rama como de

empresa (primordialmente temas no salariales). Además, se incluyeron temas de discriminación de género y seguridad y salud laboral.

3. Metodología y datos

Metodología

La metodología de este trabajo se basa en la propuesta por Kovalenko y Töpfer (2021), en donde se evalúa el impacto de shocks exógenos sobre variables de interés a efectos de caracterizar la brecha salarial de género. El modelo utilizado en el trabajo mencionado es un SVAR, que consiste en un modelo de vectores autorregresivos en su forma estructural, mientras que en el presente trabajo se estiman un VAR en su forma reducida y un VAR con restricciones sobre parámetros. La principal diferencia entre la forma estructural y la forma reducida es que la primera incluye los valores contemporáneos de las variables como variables explicativas, mientras que la versión reducida sólo incluye una cantidad p de rezagos de cada variable.

En general se utilizan vectores autorregresivos cuando se quiere caracterizar las interacciones simultáneas de un grupo de variables (Novales, 2016). Estos modelos consideran todas las variables como endógenas, permitiendo que cada una sea considerada como variable explicativa del resto. La formalización de la versión reducida del VAR implica un sistema de k ecuaciones, una por cada variable del modelo, en el cual cada variable es explicada por p rezagos de ella misma y p rezagos del resto de las variables del sistema. Además, es posible incluir variables que son consideradas exógenas para todas las variables del modelo, tales como *dummies* estacionales o la intervención de datos atípicos. Por último, es posible restringir algunos parámetros imponiendo que tomen valor 0, de manera de reducir el número de parámetros a estimar por el modelo.

La siguiente ecuación representa el modelo VAR en su forma reducida, siendo Y_t el vector $k \times 1$ de variables consideradas en el modelo en el momento t , A_0 un vector $k \times 1$ de valores constantes, Y_{t-s} la matriz $k \times p$ de rezagos de las variables, A_s la matriz $k \times p$ de los coeficientes asociados a los mismos, W_t el vector de variables exógenas incluidas, G el vector de coeficientes asociados a las mismas y u_t el vector $k \times 1$ de innovaciones.

$$Y_t = A_0 + \sum_{s=1}^n A_s Y_{t-s} + G W_t + u_t$$

La estrategia de identificación del modelo VAR finalmente utilizado consistió en definir cuántos rezagos se incluyen de las variables consideradas, la modelización de datos atípicos y la inclusión de restricciones de cero sobre el efecto de algunos rezagos de las variables endógenas y exógenas. Para definir la cantidad de rezagos a incluir se comparan los criterios de error de predicción final, Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn y el ratio de razón de verosimilitud asociados a la incorporación de 1 a 8 rezagos para todas las variables. Los datos atípicos se modelan de forma de aumentar la probabilidad de no rechazo de la hipótesis nula de normalidad de los errores en un test de Jarque-Bera. Por último, se restringen los coeficientes menos significativos en los rezagos de variables

endógenas y todos los no significativos a un 5% de probabilidad en las variables exógenas. La restricción de los parámetros de las variables endógenas puede generar problemas al modelo si se realiza de manera excesiva, ya que restringe la capacidad del modelo de explicar unas variables con otras. Por esto, el proceso de incorporar restricciones se realiza paulatinamente desde aquellos parámetros menos significativos, procurando que los criterios tomados para la identificación del modelo sigan indicando que el mismo está bien especificado.

Luego de estimar el VAR se procede a medir el impacto de los shocks definidos con anterioridad sobre las variables, utilizando la herramienta de Funciones de Respuesta al Impulso (FRI). Las mismas permiten visualizar de forma clara los impactos en el corto, mediano y largo plazo. Si bien la posible presencia de correlaciones contemporáneas entre las innovaciones de las distintas variables afecta las estimaciones de la respuesta al impulso, la herramienta de Impulsos Generalizados de EViews permite obtener FRI consistentes, ya que ortogonaliza la matriz de varianzas y covarianzas del término de error del modelo. Además, hace que no sea necesario ordenar las variables según su exogeneidad, como sucede si se estiman utilizando el ajuste de Cholesky lo cual es una gran ventaja teniendo en cuenta las posibles relaciones entre las variables del modelo. Siguiendo a Kovalenko y Töpfer (2021), la FRI de la Brecha Salarial de Género se presenta como la diferencia entre las FRI de los ingresos salariales de ambos sexos. Como ejercicio de robustez, se plantea un modelo VAR alternativo que incluye a la BSG como variable en lugar de las series de ingresos salariales de hombres y mujeres.

Se realizó adicionalmente un test de causalidad de Granger para verificar la existencia de relaciones causales entre las variables de interés. El mismo se realizó, a efectos prácticos, sobre el modelo con restricciones únicamente en las variables estrictamente exógenas, es decir las correspondientes a componentes estacionales y *dummies*.

Datos y variables

Se utilizaron en total siete series de datos correspondientes al PBI, ingresos laborales de hombres y mujeres, tasas de desempleo de hombres y mujeres, y tasas de actividad de hombres y mujeres (Figura 1). En todos los casos los datos son trimestrales.

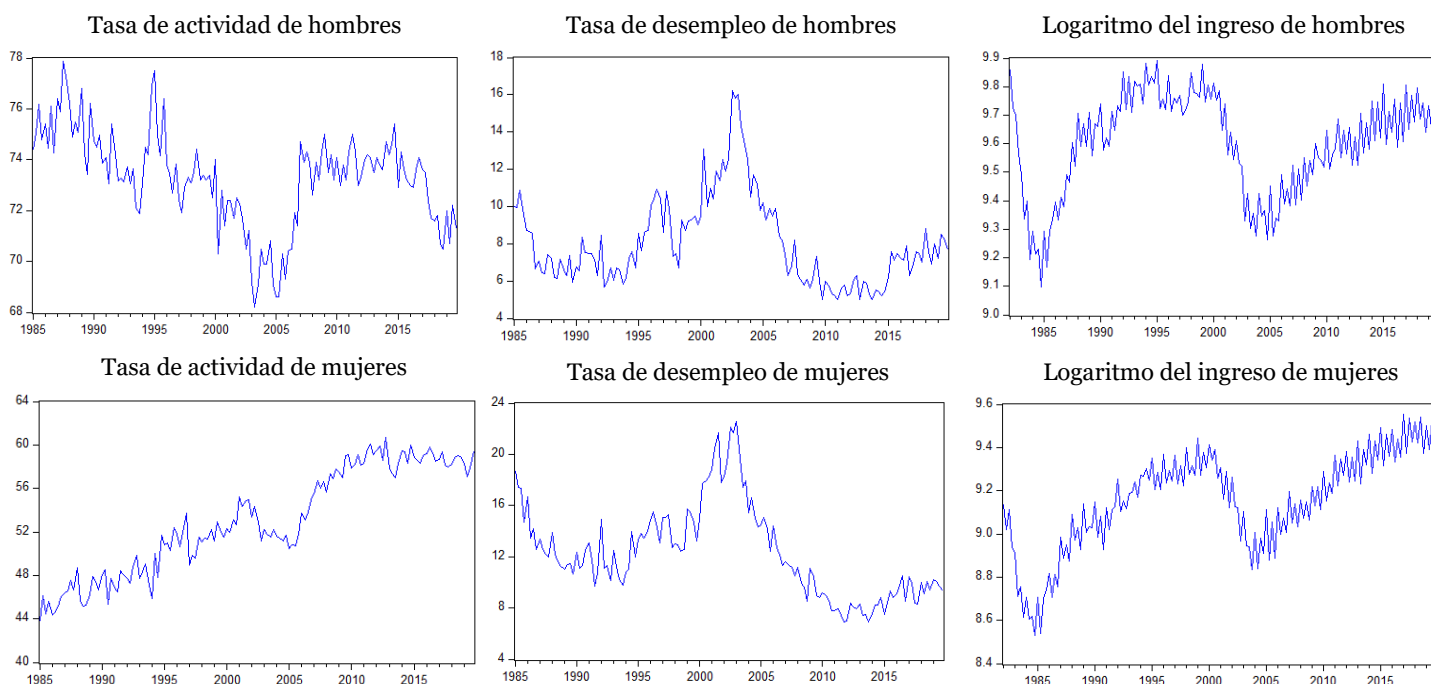
En el caso de los datos del PBI, la serie surge del Banco Central del Uruguay y va desde el segundo trimestre de 1980 hasta el cuarto trimestre de 2019. Las series de ingresos laborales fueron realizadas por el equipo de Economía Laboral del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República, a partir de datos de Encuestas Continuas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística. Estos datos utilizan la media del total de ingresos laborales mensuales para todas las ocupaciones de todos los ocupados, sin incluir FONASA ni DISSE. El primer dato disponible es el del primer trimestre de 1982, y el último es el del cuarto trimestre de 2019. Para los datos de actividad y desempleo se usan series del INE, que comienzan en el primer trimestre de 1985 y van hasta el cuarto trimestre de 2019.

Es de relevancia aclarar que en todos los casos no se utilizaron datos para el 2020, ya que los mismos no están disponibles a la fecha de creación del trabajo. Por otro lado, los datos utilizados para ingresos, actividad y desempleo son los correspondientes a Montevideo.

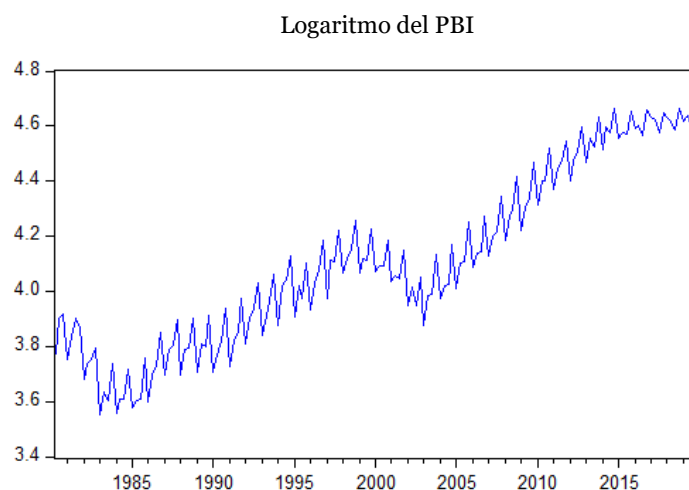
Esta decisión se debe a la necesidad que tienen los modelos VAR de utilizar una gran cantidad de observaciones para dar resultados consistentes y al hecho de que las series con más datos estaban disponibles solo para Montevideo. El hecho de que la serie del PBI sea del total del país representa una limitante de este trabajo, ya que podríamos estar asociando cambios en el producto de otros departamentos al mercado laboral de Montevideo. De cualquier forma, el hecho de que Montevideo represente en torno al 50% del PBI nacional (las estimaciones disponibles del Observatorio Territorio Uruguay de la OPP indican un 48,8% en 2008 y un 50,5% en 2014) sugiere que el signo de los cambios en el PBI nacional será igual al de los cambios en el PBI de Montevideo, por lo que en todo caso podrá afectar las magnitudes estimadas pero no en el signo.

Siguiendo a Novales (2016), el modelo VAR utilizado requiere que las variables consideradas sean estacionarias, por lo que se utilizan tests de Dickey-Fuller Aumentados (DFA) para determinar el orden de integración de las series, encontrándose que todas ellas son integradas de orden 1¹. Por otro lado, para identificar posibles estructuras en la parte estacional de las series se realiza un análisis univariante a partir de la metodología TRAMO-SEATS (Gómez y Maravall, 1997). Finalmente, se incluyen las series en el modelo VAR en su primera diferencia regular y se incluyen *dummies* estacionales.

Figura 1 - Series utilizadas



¹ En el Anexo 1 se presentan las salidas de los test de DFA para las series utilizadas.



Fuente: elaboración propia.

4. Resultados

Siguiendo los pasos descritos, se llegó a dos versiones de modelos VAR. Se planteó un modelo VAR reducido y un modelo VAR reducido con restricciones. En ambos modelos se incluyeron las 7 series trabajadas con 4 rezagos cada una, *dummies* estacionales y un conjunto de datos atípicos incorporados hasta alcanzar valores deseados en los test de normalidad de los residuos². No se incluyen los valores contemporáneos de las variables como regresores. El primer modelo estima un total de 252 parámetros mientras que el segundo estima 163, tras realizar 89 restricciones siguiendo los criterios definidos en la metodología. Se halló en el test de causalidad de Granger que en todos los casos las variables incluidas en el modelo son globalmente significativas en su causalidad de las demás. Esto es, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de que los rezagos de las variables no explican la variación de la variable de interés³. Una vez estimados ambos modelos, se procedió a realizar Funciones de Respuesta al Impulso.

Adicionalmente, se realizó un ejercicio para evaluar la sensibilidad del modelo y en particular de la estimación de los impulsos sobre la BSG como la diferencia entre los impulsos sobre el salario de cada sexo. Para esto, se construyó un tercer modelo VAR que incluyó una serie de la BSG en lugar de las dos series de ingresos por sexo. Para la especificación del modelo se siguieron los mismos pasos descritos para los VAR anteriores, alcanzándose un modelo con 70 restricciones y 116 parámetros estimados. Las FRI obtenidas en este ejercicio resultaron consistentes con la estimación principal del trabajo y se presentan en el Anexo 6.

Esta modelización alternativa permite obtener FRI con las bandas de confianza generadas en la propia simulación, que no se obtienen en el caso de ser calculadas a partir de las FRI de ingresos. Sin embargo, el modelo cuenta con menos información y por lo

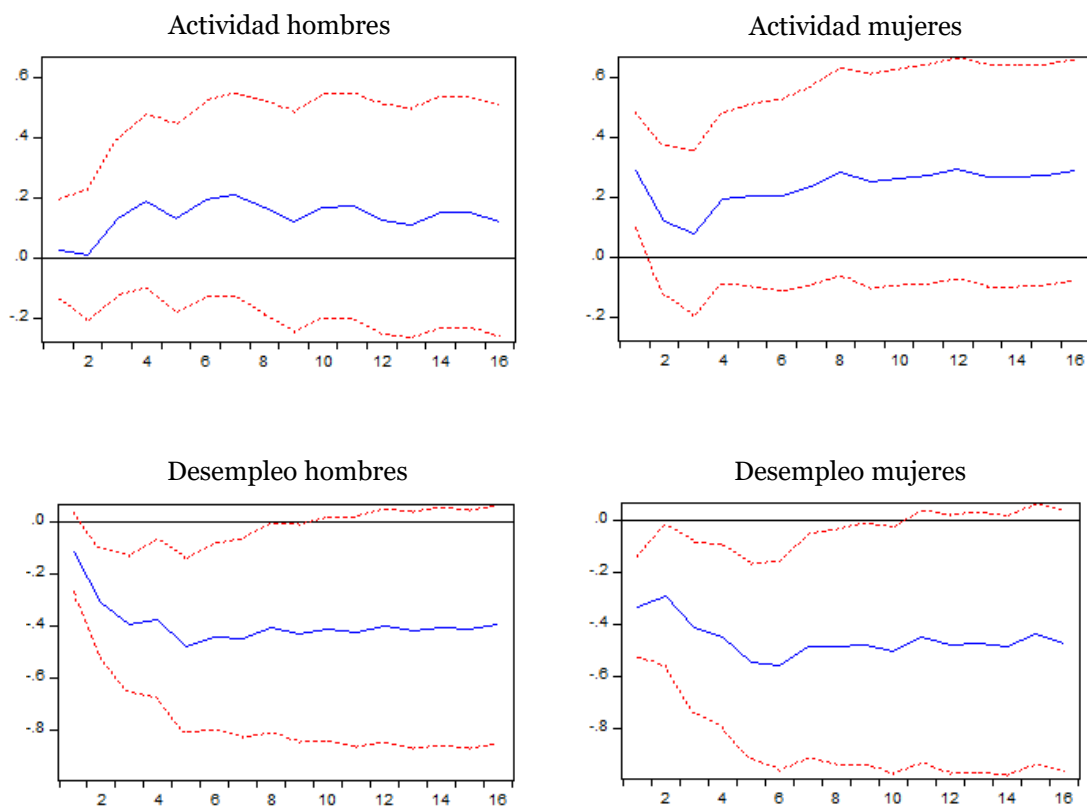
² En los Anexo 2 y Anexo 3 se presentan las salidas de los test de normalidad de los residuos para los modelos sin restricciones y con restricciones respectivamente.

³ En el Anexo 4 se presenta la salida del test de causalidad de Granger.

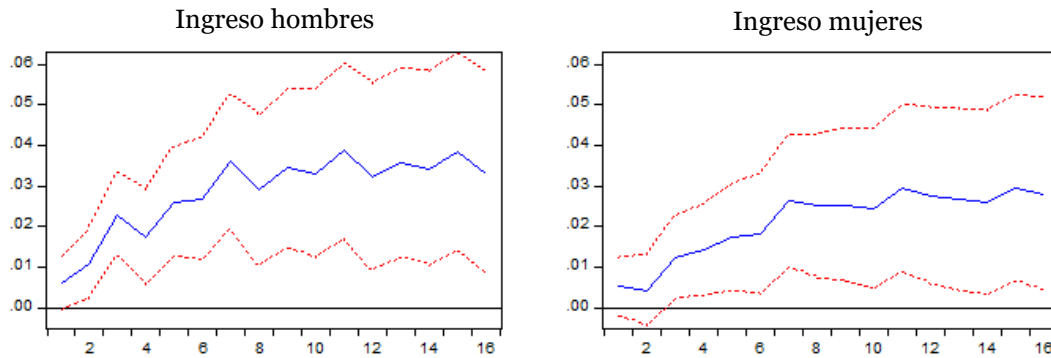
tanto es esperable que sea menos certero en sus resultados. Adicionalmente, se pierde la posibilidad de interpretar las relaciones entre los ingresos de cada sexo y el resto de las series. Por estas razones el modelo se utiliza como ejercicio de sensibilidad y no para las interpretaciones de este trabajo.

En primer lugar, se observa cómo reaccionan las variables frente a shocks de un desvío estándar del PBI, lo que representa un aumento de 2,7% aproximadamente en su tasa de crecimiento. El impacto sobre la Brecha Salarial de Género se visualiza a través de la diferencia entre la respuesta al impulso del ingreso de los hombres y de las mujeres. En la Figura 2 se observan las FRI en base al modelo con restricciones⁴. Los resultados no varían considerablemente al observar las FRI del modelo sin restricciones, más allá de la significación estadística de algunas respuestas. Esto no afecta los resultados presentados en esta sección.

Figura 2 – FRI acumuladas frente a innovaciones en DL_PBI de un D.E.



⁴ En el Anexo 5 se presentan las FRI del modelo sin restricciones.



Nota: líneas rojas representan ± 2 errores estándar.

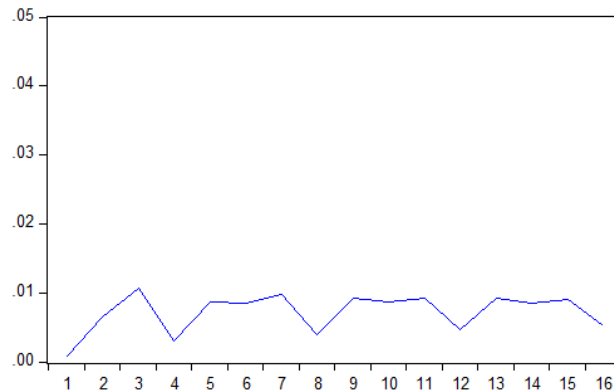
Fuente: elaboración propia.

Un shock positivo sobre el producto parece afectar positivamente la tasa de actividad tanto de hombres como de mujeres. En el caso de las mujeres, el efecto parece ser mayor e impactar más rápidamente: en el primer trimestre aumenta un 0,29 p.p. frente a un aumento de sólo 0,03 p.p. en el caso de los hombres. El impacto en las mujeres, tras descender en el primer año, se estabiliza hacia el octavo semestre en un nivel de aproximadamente 0,28 p.p. más alto que antes del shock. La tasa de actividad de los hombres parece haber procesado la totalidad del shock hacia el final del primer año, estabilizándose a un nivel en torno a 0,12 p.p. más alto que antes del impulso. De cualquier forma, sólo el impacto en el primer trimestre sobre la tasa de actividad de las mujeres es estadísticamente significativo.

Por el contrario, el shock del producto sobre las tasas de desempleo tiene un efecto estadísticamente significativo en el corto y mediano plazo para ambos sexos, que parece diluirse en el largo plazo. La tasa de desempleo de las mujeres responde más rápidamente que la de los hombres, ya que en el primer trimestre posterior al shock decrece en 0,33 p.p. en contraste con el descenso de 0,12 p.p. en la tasa de desempleo masculina. Sin embargo, ambas tasas se estabilizan en niveles similares, absorbiendo por completo el shock entre el quinto y séptimo trimestre.

Por último, el shock genera efectos estadísticamente significativos tanto para el ingreso de los hombres como de las mujeres en el corto, mediano y largo plazo. Si bien tiene un impacto positivo sobre ambos, la magnitud en la que los ingresos masculinos aumentan es mayor: la tasa de crecimiento del ingreso masculino se estabiliza en un nivel entre 2,9% y 3,9% mayor al que tenía previo al shock, mientras que para las mujeres esto sucede a un nivel entre 2,4% y 3% mayor. Este resultado sugiere que, siendo todo lo demás constante, un aumento del producto aumentaría las diferencias salariales entre varones y mujeres. Así puede visualizarse en la Figura 3, que representa el impacto del shock sobre la Brecha Salarial de Género. Si bien la brecha parece estabilizarse rápidamente, lo hace a un nivel mayor al que tenía previo al shock del producto. Si bien la Figura 3 no muestra bandas de confianza debido a su construcción a partir de las simulaciones para los ingresos por sexo, este efecto se muestra estadísticamente significativo en el análisis de sensibilidad presentado en el Anexo 6.

Figura 3 - BSG (a) frente a innovación en DL_PBI de un D.E.

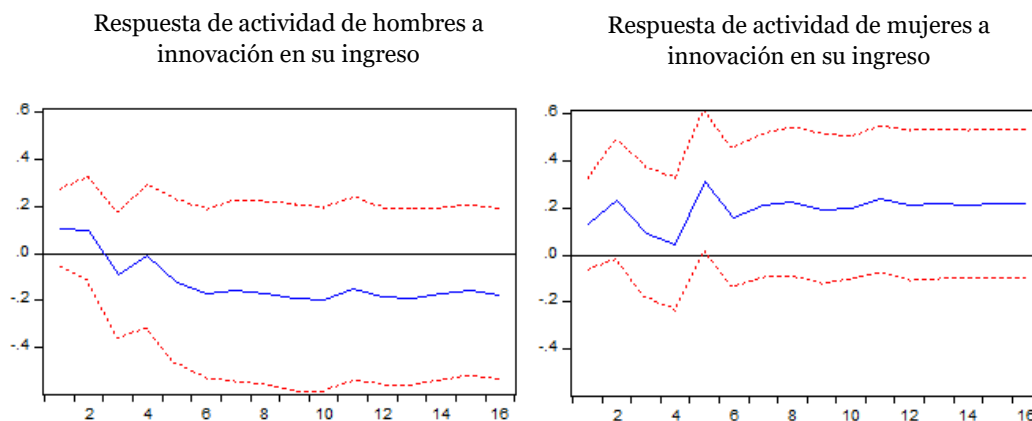


(a) la BSG fue calculada como la resta entre las respuestas simuladas para ingresos masculinos y femeninos.

Fuente: elaboración propia.

Los modelos VAR definidos permiten simular la respuesta al impulso de cada una de las variables incluidas sobre todo el resto, de forma que ofrece una gran diversidad de oportunidades de análisis. Un punto interesante es evaluar el impacto de un shock positivo en los ingresos de cada sexo sobre sus respectivas tasas de actividad, lo que puede resultar en un acercamiento a la elasticidad ingreso de la oferta laboral de ambos sexos. Los gráficos de la Figura 4 muestran la FRI de la tasa de actividad masculina frente a un shock positivo de 4,1% en sus ingresos y la FRI de la tasa de actividad femenina frente a un shock positivo de 3,9% en sus ingresos (los shocks se definen como un desvío estándar de cada ecuación).

Figura 4 - FRI acumulada de actividad por sexo frente a innovaciones en sus respectivos ingresos de un D.E.



Nota: líneas rojas representan ± 2 errores estándar.

Fuente: elaboración propia.

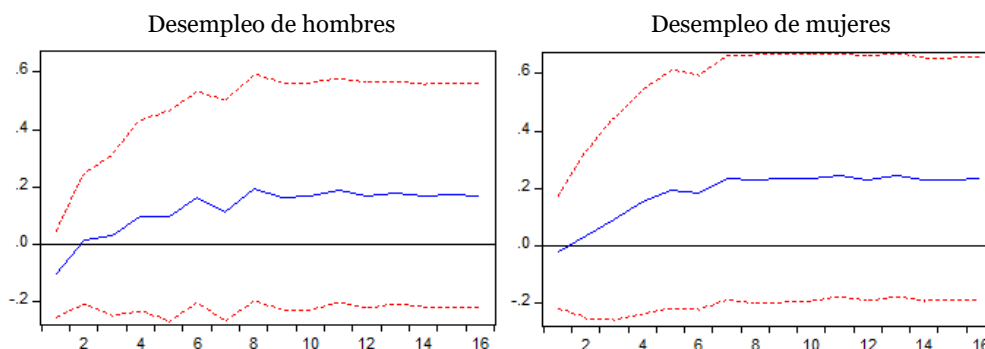
Como se observa en los gráficos, los hombres y mujeres muestran comportamientos diferentes frente al shock en los ingresos propios. La tasa de actividad de los hombres parecería disminuir a partir del segundo trimestre, estabilizándose en un nivel aproximadamente 0,17 p.p inferior al nivel previo al shock, a pesar de que este efecto está lejos de ser significativo. Es razonable interpretar que un shock en los ingresos laborales de los hombres no tiene efectos sobre su decisión de participar en el mercado de trabajo.

Por el contrario, para el caso de las mujeres la tasa de actividad aumenta frente a un aumento de sus ingresos laborales, y a partir del séptimo trimestre se estabiliza en un nivel 0,22 p.p. mayor al previo. Si bien el efecto no es estadísticamente significativo en todos los trimestres posteriores al impulso tomando la referencia de los dos desvíos estándar, está más cerca de serlo que en el caso de los hombres. De esta forma, y en línea con la literatura, la oferta de trabajo por parte de las mujeres es más elástica a cambios en el ingreso laboral propio (Espino y Leites, 2008).

Como se mencionó previamente, Kovalenko y Töpfer (2021) utilizan un modelo de VAR estructural obteniendo respuestas al impulso de 6 shocks macroeconómicos definidos a través de una matriz de ceros y signos. Los mismos son shock de demanda agregada, shock de tecnología, shock de negociación salarial y shocks de oferta laboral, tanto agregada como diferenciada por sexo. Dado que nuestro modelo no incluye restricciones de cero y signo, y por lo tanto no se definen shocks exógenos, la comparación de algunos resultados no es clara. Sin embargo, sí parece haber lugar a la comparación en el caso de shocks de oferta laboral.

En primer lugar, al igual que en el trabajo de referencia, frente a un shock de oferta laboral masculina, la respuesta del desempleo de ambos sexos muestra una forma similar en el mediano y largo plazo, con un aumento no significativo, como puede observarse en la Figura 5. Sin embargo, nuestro modelo estima que el impacto inmediato sobre el desempleo es negativo para los hombres y nulo para las mujeres, mientras que los autores encuentran efectos negativos para ambos. A su vez, en nuestro caso las bandas de error incluyen al cero mientras que en Kovalenko y Töpfer (2021) están por debajo en el desempleo masculino en el período inmediato al shock.

Figura 5 - FRI acumuladas de desempleo por sexo frente a innovación en actividad de hombres de un D.E.

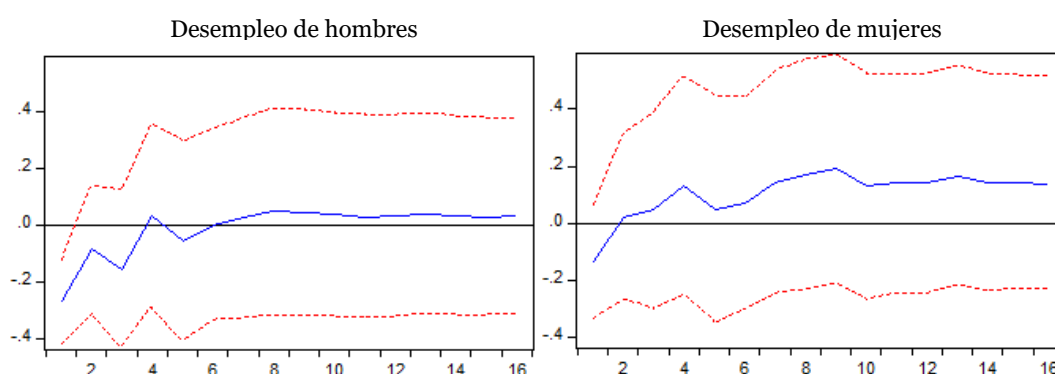


Nota: líneas rojas representan ± 2 errores estándar.

Fuente: elaboración propia.

En el caso de un shock de participación laboral femenina, los efectos sobre el desempleo entre sexos difieren en ambos trabajos (Figura 6). El efecto en el muy corto plazo sobre el desempleo masculino es negativo y significativo en nuestro caso, siendo además mayor que el efecto sobre el desempleo femenino (que no resulta significativo). Este efecto de corto plazo se observa en ambos trabajos, aunque solo bajo nuestro modelo se encuentran efectos significativos. En cuanto a los efectos de mediano y largo plazo, si bien bajo ambas aproximaciones las bandas de error incluyen al cero, el efecto sobre el desempleo femenino es mayor en comparación al masculino en nuestras estimaciones. El modelo de Kovalenko y Töpfer (2021) encuentra que la respuesta es similar para ambos sexos.

Figura 6 - FRI acumuladas de desempleo por sexo frente a innovación en actividad de mujeres de un D.E.

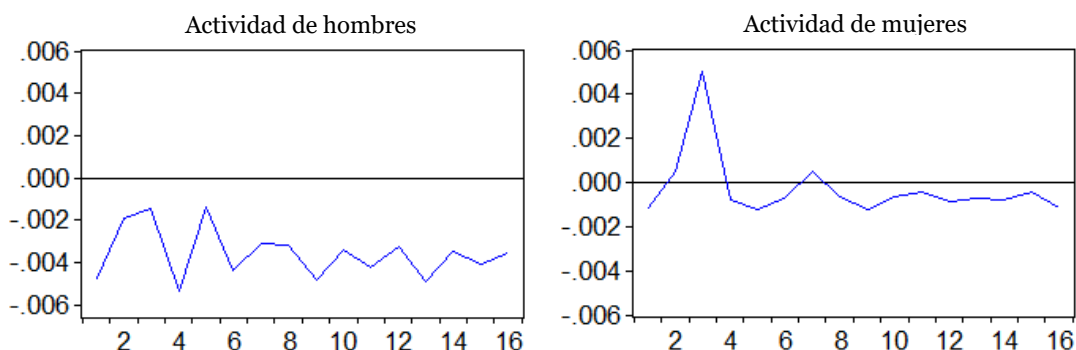


Nota: líneas rojas representan ± 2 errores estándar.

Fuente: elaboración propia.

Por último, al observar la respuesta de la BSG frente a los shocks de actividad (Figura 7), los resultados hallados difieren de los de Kovalenko y Töpfer (2021). En ambos casos se percibe un aumento de la BSG frente a un shock de actividad femenina en el corto plazo y un descenso frente a un shock de actividad masculino. Sin embargo, los autores no encuentran resultados estadísticamente significativos en ninguno de los dos casos, mientras que los resultados que arrojan nuestras estimaciones indican un efecto significativo en todo el período en el caso de un shock de actividad masculino y uno significativo en el corto plazo en el caso de un shock de actividad femenina.

Figura 7 - BSG frente a innovaciones en actividad por sexo de un D.E.



(a) la BSG fue calculada como la resta entre las respuestas simuladas para la tasa de actividad masculina y femenina.

Fuente: elaboración propia.

5. Conclusiones

El presente trabajo pretende ser un aporte a la comprensión de las Brechas Salariales de Género y a algunas dinámicas asociadas a la participación de las mujeres en el mercado de trabajo, desde un enfoque macroeconómico y con una aproximación metodológica novedosa para el caso de Uruguay. Si bien cuenta con limitaciones que fueron explicitadas, no pretende arrojar resultados definitivos sino marcar un antecedente a ser tomado en cuenta para desarrollos futuros utilizando esta línea metodológica.

En cuanto a los resultados obtenidos, un shock macroeconómico que afecta positivamente el Producto Bruto Interno genera un aumento estadísticamente significativo en la Brecha Salarial de Género al considerar ingresos medios por trabajo de todas las personas ocupadas. Esto evidencia la necesidad de acompañar el crecimiento del producto con políticas públicas enfocadas a contrarrestar este efecto. En el contexto actual, esto se vuelve particularmente relevante si se pretende que la recuperación económica se dé de manera equitativa y sea posible evitar el crecimiento de la brecha. Al mismo tiempo, este resultado está en línea con la literatura que señala el mayor efecto de las crisis sobre la situación de los hombres. Bajo el modelo, un shock negativo reduce la brecha por la vía de un impacto negativo mayor en los salarios masculinos.

Más allá de esto, cabe resaltar que los resultados obtenidos en el modelo deben ser tomados con cautela a la hora de interpretar la crisis actual a raíz del COVID-19. Esto es así porque no parecen haber antecedentes similares en términos de los efectos sobre el mercado laboral. Espino, De los Santos y Salvador (2021) presentan evidencia acerca de los impactos particulares que tuvo la actual pandemia sobre el mercado laboral desde una perspectiva de género. El impacto sobre hombres y mujeres no ha sido homogéneo en cuanto a actividad, carga de trabajo no remunerado a partir del aumento de tareas de

cuidados e incidencia del teletrabajo, entre otros aspectos. A su vez, los efectos de la crisis se distribuyen de forma muy desigual entre sectores de actividad. Siendo que los sectores tienen diferentes niveles de feminización, es esperable que los efectos sobre el empleo también difieran entre sexos.

Un segundo resultado de este trabajo indica que la participación de las mujeres en el mercado laboral responde positivamente a un shock que aumente el ingreso que éstas perciben, mientras que la participación de los hombres no parece modificarse ante cambios en su ingreso. Esto podría corresponderse con la literatura que indica la existencia de un salario de reserva para las mujeres, asociado al valor del trabajo no remunerado que recae sobre ellas en mayor medida. Las implicancias de política de este resultado son importantes, ya que el desarrollo de programas de cuidados y políticas que apunten a una mayor participación de los hombres en el trabajo no remunerado se vuelve sumamente relevante para alcanzar mejoras en términos de equidad salarial entre sexos.

Respecto al antecedente directo de Kovalenko y Töpfer (2021), cabe destacar que la metodología usada terminó variando sustantivamente, ya que en su caso se utiliza un modelo tipo VAR estructural, el cual caracteriza shocks exógenos a partir de restricciones impuestas, mientras que en el presente trabajo los shocks son los propios de un VAR reducido. De esta forma, solo es posible realizar una comparación de algunos shocks. Las comparaciones presentadas sugieren posibles diferencias entre los mercados laborales analizados. En particular, se observa que en el mercado laboral uruguayo los shocks de actividad son absorbidos de forma distinta por hombres y mujeres, mientras que en el caso del mercado laboral estudiado por Kovalenko y Töpfer la respuesta de ambos submercados es similar. Factores como la segregación sectorial y las normas sociales, que difieren entre las economías estudiadas por cada trabajo, podrían estar por detrás de estas diferencias.

Asimismo, puede resultar interesante interpretar los resultados hallados a la luz de la selección no aleatoria de hombres y mujeres en el mercado laboral. Dolado et al. (2017) presentan un marco para interpretar las variaciones en la selección de hombres y mujeres frente a un shock negativo de producto y su impacto sobre la BSG (en particular analizan la gran recesión de 2008 en Europa). Bajo este marco, la brecha puede aumentar frente a un shock negativo de producto tanto guiada por la destrucción de trabajo no calificado masculino (lo que mejora la selección masculina), como por el efecto de trabajador añadido, incorporándose más mujeres al mercado laboral en empleos no calificados (lo que empeora la selección femenina). En contraparte, la mayor pérdida salarial generalizada en los hombres (que es ajeno a la selección) y la destrucción de empleo no calificado femenino (que mejora la selección femenina), contribuyen a una disminución de la BSG. Al observar los resultados hallados en nuestro trabajo, podría haber un efecto positivo sobre la selección masculina ya que un shock negativo de producto aumenta el desempleo de los hombres, en caso de asumir que la destrucción de empleo se concentra en trabajos menos calificados. En el caso de las mujeres, el desempleo también aumenta frente al mismo shock y la actividad de las mujeres se reduce, lo cual podría sugerir la no presencia del efecto de trabajador añadido. De esta forma, parece haber un efecto positivo sobre la selección femenina. En suma, siendo que se observa una reducción sobre la brecha, una posible línea de trabajo futuro sería identificar cuál de los efectos

presentados es el que guía este comportamiento, si las variaciones en la selección de ambos sexos o el mayor efecto de la caída de salarios en los hombres.

Si bien en los resultados presentados el análisis se acota algunas de las interacciones entre las series, el modelo desarrollado permite analizar la respuesta de cada variable frente a shocks del resto, otorgando la posibilidad de continuar caracterizando dinámicas existentes en el mercado laboral. Por otro lado, podrían introducirse mejoras generando nuevas series de actividad, desempleo y salario diferenciadas por sexo para el total del país de manera de que los resultados no se acoten a la capital. A su vez, si se quisiera caracterizar mejor la participación por sexo en el mercado laboral, podría incorporarse la cantidad promedio de horas ofrecidas al mercado de trabajo por sexo, para observar cambios en el margen intensivo de participación.

Dentro de las líneas que podrían explorarse a raíz de este trabajo, puede ser de interés la realización de un modelo VAR estructural, que siguiendo la metodología presentada pueda caracterizar shocks específicos, por ejemplo tecnológicos o de demanda laboral, y analizar de este modo la respuesta de las variables, o la realización de Funciones de Impulso respuesta locales (Jordá, 2005).

Referencias bibliográficas

- Aguirre, R. (2009). *Las bases invisibles del bienestar social. El trabajo no remunerado en Uruguay*.
- Becker, Gary S. (1957, 1971). *The Economics of Discrimination*.
- Bertrand, M. (2011). *New Perspectives on Gender*. Handbook of Labor Economics. Volumen 4b, Chapter 17. Elsevier BV, pp. 1543-1580.
- Boll, Christina; Lagemann, Andreas (2019). *The Gender Pay Gap in EU Countries – New Evidence Based on EU-SES 2014 Data*. Intereconomics.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. (2017). *The gender wage gap: Extent, trends, and explanations*. Journal of Economic Literature.
- Dolado, J. J., García-Peñalosa, C., Tarasonis, L. (2020). The changing nature of gender selection into employment over the Great Recession. *Economic Policy*, 35(104), 635-677.
- Espino, A., Amarante, V., Azar, P., Machado, A., Salvador, S., Tenenbaum, V. (2021). *Las desigualdades de género y la ciencia económica. La perspectiva de la economía feminista*. Comisión Sectorial de Enseñanza, Universidad de la República.
- Espino, A., De los Santos, D., Salvador, S. (2021). *Impacto de la pandemia en el empleo y los cuidados desde una perspectiva de género en Uruguay*. CIEDUR.
- Espino, A., Leites, M. (2008). *Oferta laboral femenina en Uruguay: Evolución e implicancias 1981-2006*.
- Goldin (2006). *The Quiet Revolution That Transformed Women's Employment, Education, and Family*.
- Goldberg, L. R. (1993). *The structure of phenotypic personality traits*. *American Psychologist*.
- Gómez, V., Maravall, A. (1997). *Programs TRAMO and SEATS. Instructions for the user*.
- Jordà, Ò. (2005). *Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections*. The American Economic Review.
- Kovalenko, T., Töpfer, M. (2021). *Cyclical dynamics and the gender pay gap: A structural VAR approach*.
- ONU Mujeres y CEPAL (2020). *Brechas de género en los ingresos laborales en Uruguay*.
- Pucci, F., Quiñones, M. (2015). *Políticas públicas y regulación laboral en Uruguay*.
- Marchionni, M. (2018). *Brechas de género en América Latina. Un estado de situación*. CAF.

Schulz, T. Paul (1995). *Investment in women's human capital*. The University of Chicago Press.

Supervielle, M., Pucci, F. (2008). *El trabajo y las relaciones laborales en el siglo XX*. El Uruguay del Siglo XX: la sociedad.

Woytinsky, W. S. (1940). *Additional Workers and the Volume of Unemployment in the Depression* (Vol. 1). Committee on social security, Social Science research council.

Anexo

Anexo 1 - Tests de Dickey-Fuller para en análisis de estacionariedad.

1.1 - PBI.

Null Hypothesis: L_PBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.861687	0.0160
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

1.2 - Tasa de actividad de hombres.

Null Hypothesis: T_ACT_H has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.457150	0.1283
Test critical values: 1% level	-3.478189	
5% level	-2.882433	
10% level	-2.577990	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

1.3 - Tasa de actividad de mujeres.

Null Hypothesis: T_ACT_M has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.286093	0.6350
Test critical values: 1% level	-3.478547	
5% level	-2.882590	
10% level	-2.578074	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

1.4 - Tasa de desempleo de hombres.

Null Hypothesis: T_DES_H has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.062247	0.2604
Test critical values: 1% level	-3.478189	
5% level	-2.882433	
10% level	-2.577990	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

1.5 - Tasa de desempleo de mujeres.

Null Hypothesis: T_DES_M has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.538749	0.1086
Test critical values: 1% level	-3.477835	
5% level	-2.882279	
10% level	-2.577908	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

1.6 - Ingreso de hombres.

Null Hypothesis: ING_H has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.137857	0.7245
Test critical values: 1% level	-2.580788	
5% level	-1.943012	
10% level	-1.615270	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

1.7 - Ingreso de mujeres.

Null Hypothesis: LING_M has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.910200	0.3269
Test critical values:		
1% level	-3.475184	
5% level	-2.881123	
10% level	-2.577291	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Anexo 2 - Test de normalidad de los residuos del modelo VAR sin restricciones.

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Date: 10/11/21 Time: 17:57

Sample: 1980Q2 2019Q4

Included observations: 135

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.118028	0.313441	1	0.5756
2	0.085298	0.163704	1	0.6858
3	-0.260798	1.530355	1	0.2161
4	-0.167224	0.629188	1	0.4277
5	0.310169	2.164613	1	0.1412
6	-0.264335	1.572145	1	0.2099
7	-0.050901	0.058296	1	0.8092
Joint		6.431741	7	0.4903

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.205630	0.237845	1	0.6258
2	3.187082	0.196873	1	0.6573
3	2.984287	0.001389	1	0.9703
4	3.231011	0.300185	1	0.5838
5	3.264098	0.392330	1	0.5311
6	2.978825	0.002522	1	0.9599
7	3.392353	0.865916	1	0.3521
Joint		1.997060	7	0.9600

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.551286	2	0.7591
2	0.360577	2	0.8350
3	1.531743	2	0.4649
4	0.929373	2	0.6283
5	2.556943	2	0.2785
6	1.574667	2	0.4551
7	0.924212	2	0.6300
Joint	8.428801	14	0.8658

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Anexo 3 - Test de normalidad de los residuos del modelo VAR con restricciones.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 10/11/21 Time: 17:57
 Sample: 1980Q2 2019Q4
 Included observations: 135

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.014236	0.004560	1	0.9462
2	0.069427	0.108451	1	0.7419
3	-0.154287	0.535602	1	0.4643
4	-0.006488	0.000947	1	0.9754
5	0.441136	4.378520	1	0.0364
6	-0.273221	1.679623	1	0.1950
7	-0.076385	0.131280	1	0.7171
Joint		6.838983	7	0.4458

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.340277	0.651311	1	0.4196
2	3.286321	0.461137	1	0.4971
3	2.960486	0.008782	1	0.9253
4	3.347573	0.679538	1	0.4097
5	3.328640	0.607523	1	0.4357
6	3.201965	0.229442	1	0.6319
7	3.186352	0.195341	1	0.6585
Joint		2.833074	7	0.9000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.655871	2	0.7204
2	0.569588	2	0.7522
3	0.544385	2	0.7617
4	0.680486	2	0.7116
5	4.986042	2	0.0827
6	1.909065	2	0.3850
7	0.326621	2	0.8493
Joint	9.672057	14	0.7857

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Anexo 4 - Test de Causalidad de Granger dentro del VAR con restricciones en las variables exógenas.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 08/08/21 Time: 17:09

Sample: 1980Q2 2019Q4

Included observations: 131

Dependent variable: DLING_H

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLING_M	3.940299	4	0.4141
DT_DES_H	11.88278	4	0.0182
DT_DES_M	6.676838	4	0.1540
DT_ACT_H	8.827207	4	0.0656
DT_ACT_M	0.865721	4	0.9294
DLPBI	28.12532	4	0.0000
All	84.33179	24	0.0000

Dependent variable: DT_ACT_H

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLING_H	21.23117	4	0.0003
DLING_M	28.63132	4	0.0000
DT_DES_H	18.76968	4	0.0009
DT_DES_M	8.138112	4	0.0866
DT_ACT_M	2.289639	4	0.6827
DLPBI	9.873034	4	0.0426
All	83.79615	24	0.0000

Dependent variable: DLING_M

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLING_H	10.88900	4	0.0278
DT_DES_H	6.857861	4	0.1436
DT_DES_M	9.077392	4	0.0592
DT_ACT_H	2.134221	4	0.7111
DT_ACT_M	2.430772	4	0.6571
DLPBI	15.48054	4	0.0038
All	70.73069	24	0.0000

Dependent variable: DT_ACT_M

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLING_H	5.324745	4	0.2556
DLING_M	9.024055	4	0.0605
DT_DES_H	2.998240	4	0.5581
DT_DES_M	4.799247	4	0.3085
DT_ACT_H	17.23576	4	0.0017
DLPBI	7.328218	4	0.1195
All	53.97403	24	0.0004

Dependent variable: DT_DES_H

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLING_H	4.785195	4	0.3101
DLING_M	5.053948	4	0.2818
DT_DES_M	6.826510	4	0.1453
DT_ACT_H	0.683637	4	0.9533
DT_ACT_M	11.06329	4	0.0259
DLPBI	20.13563	4	0.0005
All	65.48120	24	0.0000

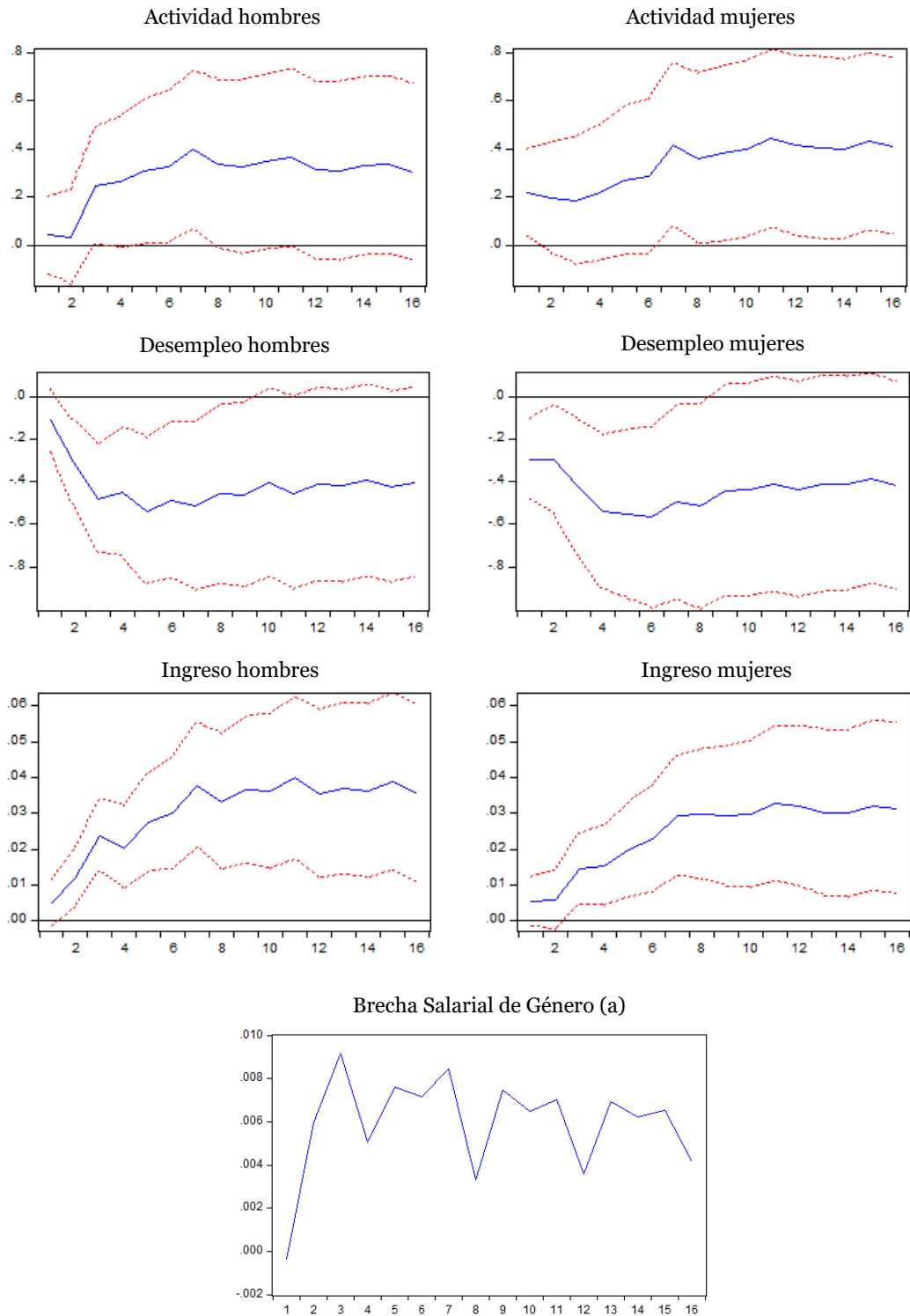
Dependent variable: DLPBI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLING_H	8.663508	4	0.0701
DLING_M	11.46797	4	0.0218
DT_DES_H	11.29871	4	0.0234
DT_DES_M	3.143350	4	0.5341
DT_ACT_H	2.494405	4	0.6456
DT_ACT_M	9.576316	4	0.0482
All	47.26156	24	0.0031

Dependent variable: DT_DES_M

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLING_H	4.773071	4	0.3114
DLING_M	9.333168	4	0.0533
DT_DES_H	16.90355	4	0.0020
DT_ACT_H	1.334296	4	0.8555
DT_ACT_M	5.758529	4	0.2179
DLPBI	2.935650	4	0.5687
All	66.90946	24	0.0000

Anexo 5 - FRI acumuladas frente a innovaciones en DL_PBI de un D.E., VAR sin restricciones.



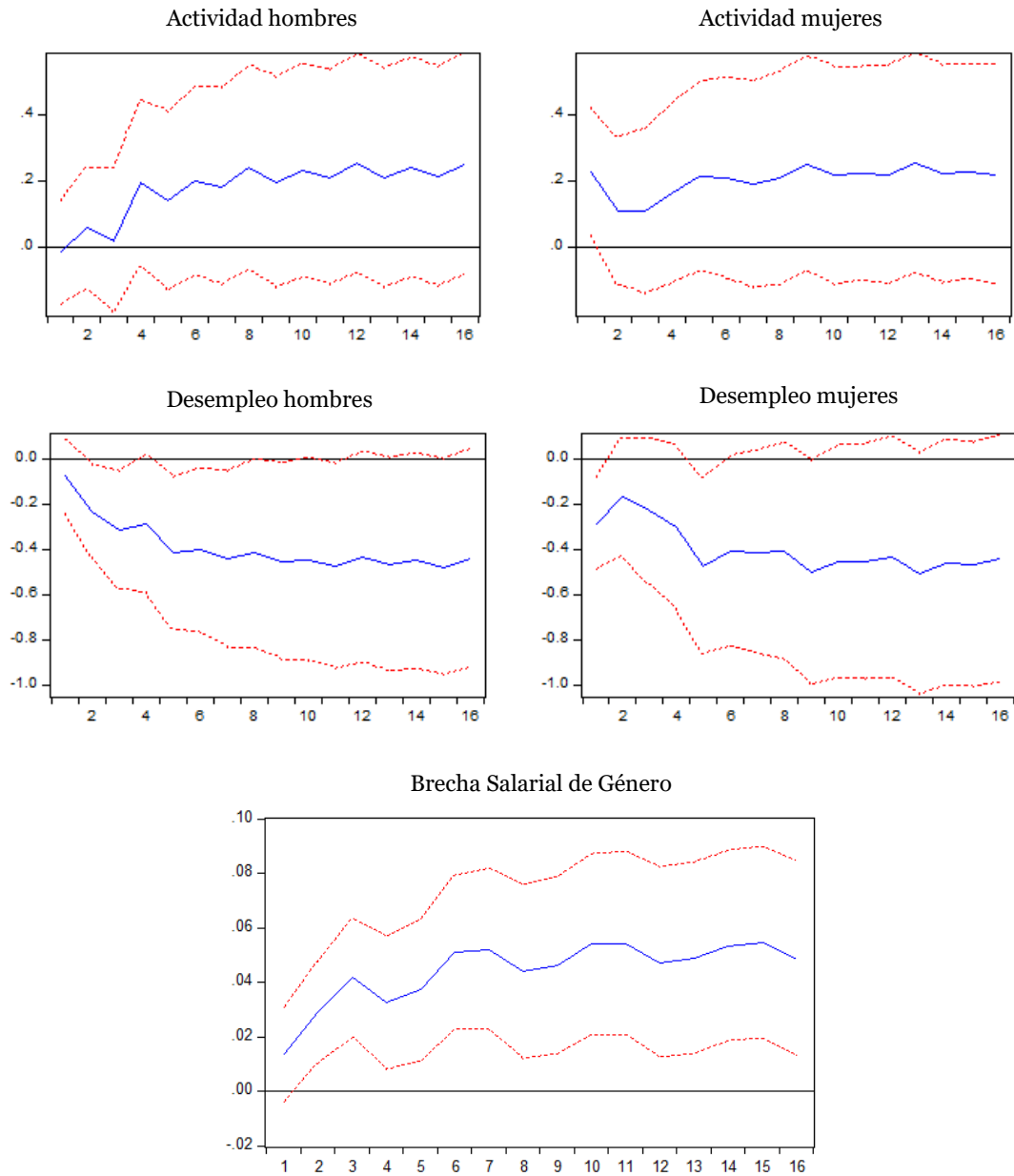
(a) la BSG fue calculada como la resta entre las respuestas simuladas para ingresos masculinos y femeninos.

Nota: líneas rojas representan ± 2 errores estándar.

Fuente: elaboración propia.

Anexo 6 - Ejercicio de robustez

6.1 - FRI acumuladas frente a innovaciones en DL_PBI de un D.E., VAR con serie de BSG.



Nota: líneas rojas representan ± 2 errores estándar.

Fuente: elaboración propia.

6.2 - Test de normalidad de los residuos de Jarque-Bera del modelo VAR con la serie de BSG.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 10/11/21 Time: 17:55
 Sample: 1980Q2 2019Q4
 Included observations: 135

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.255622	1.470213	1	0.2253
2	-0.063826	0.091659	1	0.7621
3	-0.071604	0.115362	1	0.7341
4	0.354427	2.826414	1	0.0927
5	-0.236721	1.260833	1	0.2615
6	-0.032807	0.024217	1	0.8763
Joint		5.788698	6	0.4473

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.895116	0.061879	1	0.8035
2	3.675661	2.567909	1	0.1091
3	3.182587	0.187526	1	0.6650
4	2.964319	0.007161	1	0.9326
5	3.150043	0.126635	1	0.7219
6	3.420233	0.993352	1	0.3189
Joint		3.944463	6	0.6842

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.532092	2	0.4648
2	2.659568	2	0.2645
3	0.302888	2	0.8595
4	2.833576	2	0.2425
5	1.387469	2	0.4997
6	1.017568	2	0.6012
Joint	9.733161	12	0.6394

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation