



Universidad
Zaragoza

Trabajo Fin de Grado

Estimación de la Ley de Okun para
Australia, Canadá y Estados Unidos

Autor

Bernardo Posa Cardiel

Directores

Monia Ben Kaabia

María A. González Álvarez

Facultad de Economía y Empresa

Grado de Economía

Curso 2019-2020

RESUMEN

La Ley de Okun fue propuesta por el economista norteamericano Arthur Okun a principios de los años sesenta (*“Potential GNP: Its Measurement and Significance”*, Okun (1962)), y es considerada como una de las principales bases de la teoría macroeconómica. Esta ley ha sido objeto de análisis y crítica por parte de diversos autores. En el presente trabajo, tras llevar a cabo una breve revisión bibliográfica de diversos trabajos realizados sobre la Ley de Okun en diferentes ámbitos geográficos y periodos temporales, se presenta la modelización de la versión en diferencias y en brechas de dicha ley, y se estiman los coeficientes de la Ley de Okun para tres economías distintas: Estados Unidos, Canadá y Australia. Tras realizar la estimación de ambos modelos y obtener los coeficientes correspondientes, los resultados obtenidos confirman el cumplimiento de la relación inversa existente entre la tasa de crecimiento del PIB de una economía y su tasa de desempleo, propuesta por Okun, logrando de esta manera el principal objetivo de este trabajo.

ABSTRACT

Okun's law was proposed by the North American economist Arthur Okun in the early 1960s (*“Potential GNP: Its Measurement and Significance”*, Okun (1962)), and it is considered such as one of the main bases of macroeconomic theory. This law has been analyzed and criticized by sundry authors. In the present document, after carrying out a brief literature review of different works about Okun's law in different geographical areas and time periods, the modeling of the versions in differences and gaps of said law is presented, and the Okun's law coefficients for three different economies (United State, Canada and Australia) are estimated. After carrying out the estimate of both models and getting the corresponding coefficients, the results obtained confirms the inverse relationship between the GDP growth rate of an economy and its unemployment rate, such as Okun proposed. Therefore, the main objective of this assignment is achieved.

ÍNDICE

1	INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS.....	5
1.1	OBJETIVOS	5
2	MARCO TEÓRICO	6
2.1	LEY DE OKUN I: MODELO EN DIFERENCIAS	7
2.2	LEY DE OKUN II: MODELO EN BRECHAS	8
3	SITUACIÓN ECONÓMICA EN AUSTRALIA, CANADÁ Y ESTADOS UNIDOS ..	10
3.1	SITUACIÓN ECONÓMICA DE AUSTRALIA	10
3.1.1	EL DESEMPLEO EN AUSTRALIA.....	11
3.2	SITUACIÓN ECONÓMICA DE CANADÁ	13
3.2.1	EL DESEMPLEO EN CANADÁ.....	13
3.3	SITUACIÓN ECONÓMICA EN ESTADOS UNIDOS	15
3.3.1	EL DESEMPLEO EN ESTADOS UNIDOS	16
4	REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....	17
5	ELECCIÓN DE LAS VARIABLES Y ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES UNIVARIANTES.....	21
5.1	BASE DE DATOS Y VARIABLES.....	21
5.2	ESTACIONARIEDAD VERSUS INTEGRABILIDAD.....	24
5.2.1	ANÁLISIS GRÁFICO.....	25
5.2.2	FUNCIONES DE AUTOCORRELACIÓN-CORRELOGRAMAS	28
5.2.3	CONTRASTE DE RAICES UNITÁRIAS	29
6	ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN EN DIFERENCIAS.....	35
6.1	ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS	35
6.1.1	ESTADOS UNIDOS.....	39
6.1.2	CANADÁ.....	41

6.1.3	AUSTRALIA.....	42
6.2	INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS DEL MODELO EN DIFERENCIAS	44
7	ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN EN BRECHAS	49
7.1	OBTENCIÓN DE LAS VARIABLES.....	50
7.2	ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS	52
7.3	INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS DEL MODELO EN BRECHAS	56
8	CONCLUSIONES	60
9	BIBLIOGRAFÍA.....	62
10	ANEXOS.....	65

1 INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS

La Ley de Okun es definida como la relación empírica, lineal y negativa existente entre la producción de una economía y su tasa de desempleo, y viceversa. Esta observación fue propuesta inicialmente por Arthur Okun en 1962, y posteriormente calificada como ley por su exactitud y cumplimiento en la mayor parte de casos correspondientes a economías desarrolladas, variando únicamente el valor de sus coeficientes. Esta relación entre el crecimiento económico y el desempleo permite determinar el PIB potencial de una economía.

Desde su surgimiento, la Ley de Okun ha sido objeto de estudio de muchos economistas, utilizada en diferentes países y regiones del mundo para determinar la relación entre desempleo y producción, a través de diferentes técnicas y modelos econométricos. De esta forma, la Ley de Okun, junto con la Curva de Philips, es uno de los instrumentos más utilizados para la evaluación de políticas económicas.

En la actualidad, el crecimiento económico y el desempleo son dos variables fundamentales a la hora de tomar decisiones de política económica por parte de los distintos gobiernos. Especialmente, tras la situación de crisis económica y financiera de 2008, donde muchos países experimentaron importantes shocks negativos como consecuencia de la misma. De esta forma, al tratarse de un tema de tal magnitud se ha creído oportuno llevar a cabo un estudio de la influencia que tiene la variación del PIB en la variación de la tasa de desempleo en diferentes lugares del mundo. Y para ello se utiliza la Ley de Okun.

Finalmente, al llevar a cabo sus observaciones, Okun señaló que la Ley de Okun únicamente sería efectiva para países con una tasa de desempleo entre el 3 y el 7,5%. Es por ello que, para realizar este análisis empírico, se han elegido países con tasas de desempleo bajas como son Australia, Canadá y EEUU.

1.1 OBJETIVOS

El objetivo de este estudio es analizar el efecto que tiene una variación de la tasa de desempleo sobre la tasa de crecimiento del PIB, y viceversa. Es decir, el trabajo va consistir en comprobar si se cumple esta relación bidireccional para cada uno de los tres países elegidos: Australia, Canadá y EEUU. El periodo a analizar abarca desde 1985 hasta 2019 con una frecuencia trimestral. Concretamente, el propósito no va a ser ni

analizar los motivos que han originado la crisis económica, ni sus consecuencias, ni tampoco tratar de encontrar posibles soluciones para dicha situación. El estudio va a centrar su atención en calcular los coeficientes de Okun para cada uno de estos tres países y, de esta forma, verificar el cumplimiento de la ley para cada uno de los casos.

Con el fin de alcanzar este objetivo, el trabajo ha sido organizado de la siguiente manera. En primer lugar, se va a proceder a definir la Ley de Okun en sus diferentes versiones (versión en diferencias y versión en brechas). A continuación, se va a realizar un pequeño análisis de la situación económica y del mercado laboral en los tres países objeto de estudio. Posteriormente, se hará una revisión de la literatura con algunos de los principales estudios llevados a cabo a nivel internacional para analizar el cumplimiento de la Ley de Okun. En el siguiente apartado se procederá con la aplicación empírica de la Ley de Okun para los tres países considerados. Para ello, en primer lugar se hará una descripción sobre la base de datos y las variables con las que se va a trabajar en el estudio. Posteriormente, se realizará un análisis gráfico y un contraste de raíces unitarias para identificar el orden de integración de las variables. Finalmente, se procederá a la estimación de los modelos para cada país, en sus dos versiones. Para terminar, en un último apartado se expondrán los principales resultados y las conclusiones pertinentes tras el cálculo de los coeficientes.

2 MARCO TEÓRICO

La Ley de Okun señala la relación existente entre la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento económico, es decir, la influencia que tiene el desempleo en la variación de la tasa de crecimiento de la producción, y viceversa (la elasticidad producto-desempleo).

Esta relación fue planteada inicialmente en 1962 por el estadounidense Arthur Okun a través de su artículo "*Potential GNP: Its Measurement and Significance*". En dicho artículo, partiendo de la pregunta "*How much output can the economy produce under conditions of full employment?*", Okun expone la importancia de conocer el verdadero potencial productivo de una economía para, a través de las políticas económicas adecuadas, alcanzar un objetivo de nivel desempleo óptimo. Para ello, estudia los datos relativos al PIB y al desempleo en EEUU entre el segundo trimestre de 1947 y el segundo trimestre de 1960. En base a un modelo de regresión lineal sobre datos

relativos a la producción y al desempleo en términos intertrimestrales, obtuvo la siguiente ecuación:

$$U_t - U_{t-1} = 0,30 - 0,30g_t^y \quad (1)$$

Donde:

- U_t es el nivel de desempleo en el momento t.
- g_t^y es la variación de la producción en tanto por ciento en el momento t.

Las conclusiones que se derivan de este análisis indicaban que:

- Ante la ausencia de crecimiento económico, la tasa de desempleo estadounidense aumentaría un 0,3% cada trimestre.
- Una tasa de desempleo constante sería posible con una tasa de crecimiento económico del 1%.
- Por cada aumento en 1% de la tasa de desempleo, se produciría una caída de la producción de EEUU de un 3,33% ($1/0,30$).

De esta forma, Okun demostró que el crecimiento económico tenía una mayor influencia en la evolución de la tasa de desempleo de lo que se había creído hasta entonces.

Para poder estimar económicamente esta relación producción-desempleo, Okun planteó tres modelos diferentes (en diferencias, en brechas, en logaritmos y tendencia ajustada (ver Anexo 1)). Los dos primeros, el modelo en diferencias y el modelo en brechas, se describen a continuación.

2.1 LEY DE OKUN I: MODELO EN DIFERENCIAS

La versión en *diferencias* propuesta por Okun (1962) presenta la siguiente formulación:

$$\underbrace{\Delta U_t}_{U_t - U_{t-1}} = \alpha_1 + \beta_1 \underbrace{\Delta Y_t}_{Y_t - Y_{t-1}} + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \beta_1 < 0 \quad (2)$$

Donde:

- ΔU_t es la variación de la tasa de desempleo entre t (U_t) y t-1 (U_{t-1}).
- ΔY_t es la tasa de crecimiento de la producción entre el instante t (Y_t) y t-1 (Y_{t-1}).

- ε_t es la expresión del término error o perturbación aleatoria del modelo econométrico que debería de cumplir los supuestos básicos para que el modelo sea especificado correctamente, es decir, $\varepsilon_t \sim i.i.N(0, \sigma^2)$ conocido en econometría como ruido blanco.
- α_1 y β_1 son los parámetros del modelo econométrico objeto de estimación. El término α_1 es una constante, representa el efecto que tienen sobre la tasa de desempleo cambios en la productividad y en la fuerza de trabajo. Por su parte, el término β_1 es la pendiente del modelo, y representa la cuantía en que varía la tasa de desempleo ante una variación en 1% del crecimiento de la producción (también puede ser interpretado como la elasticidad del desempleo respecto del producto).

A partir de la ecuación (2) se observa que el modelo econométrico propuesto por Okun para estimar su versión en diferencias cuenta con el crecimiento de la tasa de desempleo como variable endógena. Por su parte, la tasa de crecimiento de la producción es la variable exógena o predeterminada del modelo. De esta forma, parte del supuesto de que existe una relación empírica entre crecimiento económico y tasa de desempleo. Una vez realizada la estimación del modelo a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se procede a calcular el *coeficiente de Okun* ($\hat{\gamma}$):

$$\text{CO} = \hat{\gamma} = \frac{1}{\hat{\beta}_1} \quad (3)$$

Donde:

- $\hat{\beta}_1$ es la estimación MCO de la pendiente del modelo (2).

Por lo tanto, el coeficiente de Okun ($\hat{\gamma}$) mide en qué tanto porcentual varía la tasa de crecimiento de la producción debido a un aumento en un punto porcentual de la tasa de desempleo.

2.2 LEY DE OKUN II: MODELO EN BRECHAS

El segundo modelo propuesto por Okun (1962) es su versión en *brechas*, cuya formulación es la siguiente:

$$U_t = \alpha_2 + \beta_2 \left(\frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \right) + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \alpha_2 \text{ y } \beta_2 > 0 \quad (4)$$

Donde:

- U_t es la tasa de desempleo expresada en términos porcentuales para el instante t .
- Y_t^p es el producto potencial en el momento t .
- Y_t es el producto real observado en el momento t .
- ε_t es la expresión del término error o perturbación aleatoria del modelo econométrico que debería de cumplir los supuestos básicos para que el modelo sea especificado correctamente, es decir, $\varepsilon_t \sim i.i.N(0, \sigma^2)$ conocido en econometría como ruido blanco.
- α_2 y β_2 son los parámetros del modelo econométrico objeto de estimación. El término α_2 es una constante, que mide la tasa de desempleo para un crecimiento nulo (tasa de paro natural). Por su parte, el término β_2 es la pendiente del modelo, y representa la cuantía en que varía la tasa de desempleo ante una variación en 1% de la brecha del producto (también puede ser interpretado como la elasticidad del desempleo respecto a la brecha del producto).

Tomando como referencia la ecuación (4), se puede llevar a cabo una transformación de la misma con el objetivo de relacionar la tasa de desempleo observada con la tasa de natural de desempleo o NAIRU.

De esta forma, a partir de la interpretación de α_2 como la tasa de desempleo con crecimiento económico nulo (es decir, la tasa natural de desempleo), denotamos $\alpha_2 = U_t^p$.

Así, la expresión (4) queda formulada de la siguiente forma:

$$U_t - U_t^p = \beta_2 \left(\frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \right) \quad (5)$$

Donde:

- U_t^p es la tasa natural de desempleo o NAIRU.

De acuerdo con la ecuación (5) si $U_t = U_t^p$, entonces $Y_t = Y_t^p$, pero si la tasa de desempleo se sitúa por encima de su valor natural, entonces la producción cae por debajo de la producción potencial. Al igual que en el caso anterior, el coeficiente de Okun se calcula como la inversa de la estimación del coeficiente β_2 :

$$CO = \hat{\gamma} = \frac{1}{\beta_2} \quad (6)$$

Según esta formulación, el coeficiente de Okun indica en cuanto se distancia la producción de su valor natural cuando la tasa de desempleo se sitúa por encima de la NAIRU.

3 SITUACIÓN ECONÓMICA EN AUSTRALIA, CANADÁ Y ESTADOS UNIDOS

La recuperación económica prevista por la economía mundial a largo de este 2020 se ha visto frenada por el estallido de la crisis del “COVID 19” o “coronavirus”. Las consecuencias económicas derivadas de esta pandemia son todavía difícilmente previsibles, al estar situados en un marco político y económico totalmente desconocido hasta la fecha. A pesar de ello, el notable impacto que ha tenido esta situación sobre diversos frentes como la actividad económica, el empleo, o los mercados financieros, hace bastante probable que la economía mundial se enfrente en los próximos años a una intensa recesión.

Por ello, antes de realizar el análisis empírico, con carácter introductorio se va a proceder a hacer una descripción de la situación económica y del desempleo de los tres países objeto de estudio entre los años 2008 y 2019. En esta descripción se deja de lado la incertidumbre económica que supone la nueva situación de pandemia y la dificultad de prever las consecuencias de la misma.

3.1 SITUACIÓN ECONÓMICA DE AUSTRALIA

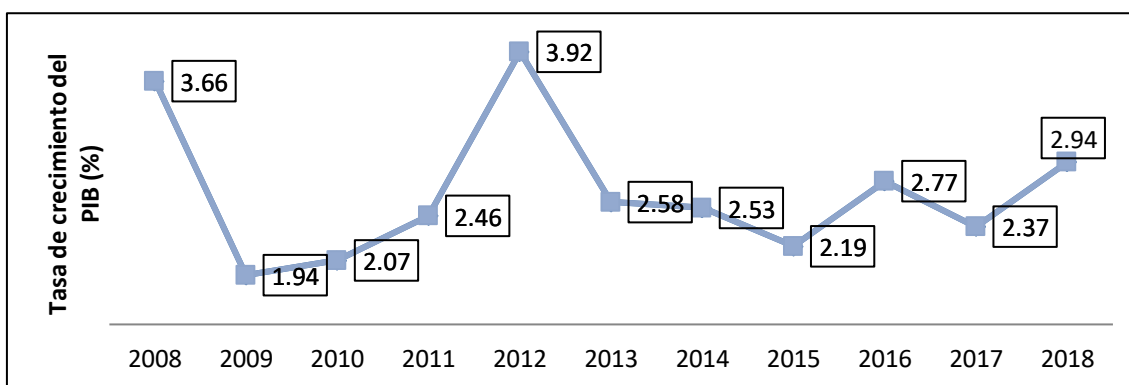
La economía australiana es una de las más potentes del mundo, siendo el único país de los que componen la OCDE que no sufrió un retroceso económico a lo largo de la crisis financiera internacional de 2008, experimentando en 2018 una tasa de crecimiento del PIB de 2,94% (esto supone una aceleración del crecimiento respecto a 2017).

Una de las principales características de la economía australiana es la dependencia del sector primario en materia de exportaciones (más de la mitad de las exportaciones australianas proceden del sector primario). En este sentido, Australia es uno de los principales exportadores de minerales en el mundo, debido fundamentalmente a su riqueza de materias primas. Concretamente, se encuentra entre los cinco principales exportadores de bauxita, alúmina, mineral del hierro, zinc, carbón y de gas natural

licuado. Al mismo tiempo, también es importante el sector agrícola del país, que en los últimos años ha incrementado notablemente las exportaciones de lana, semillas y cereales, perdiendo importancia las exportaciones de carne.

Finalmente, otro de los rasgos importantes de la economía de Australia es que está basada en un sector terciario predominante (según el Informe Económico y Comercial elaborado por la Oficina Económica y Comercial de España en Sídney (Junio de 2019)). El sector terciario, que supone el 73% del PIB, se fundamenta principalmente en servicios financieros y de seguros. En términos de exportaciones, resulta especialmente significativo el sector de la educación internacional, cada vez son más los estudiantes extranjeros que llevan a cabo sus estudios en Australia, especialmente procedentes de China.

Figura 3.1 Evolución de la tasa de crecimiento del PIB en Australia (2008-2018)

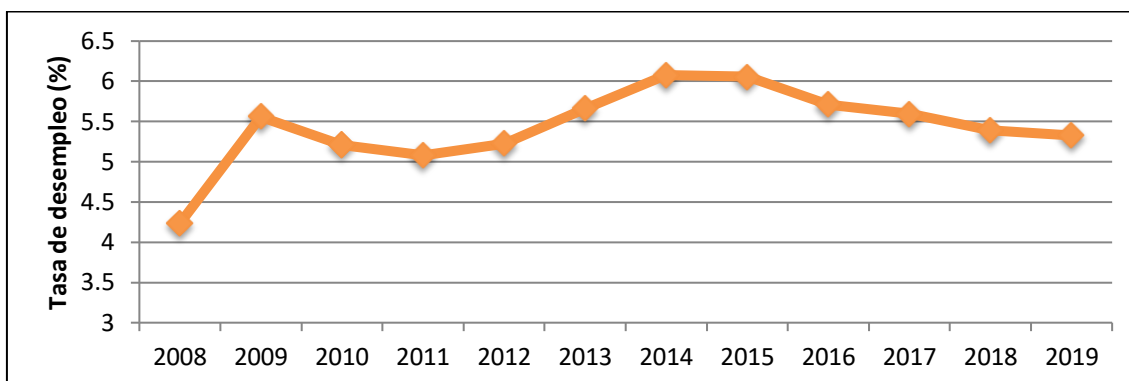


Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The World Bank

3.1.1 EL DESEMPLEO EN AUSTRALIA

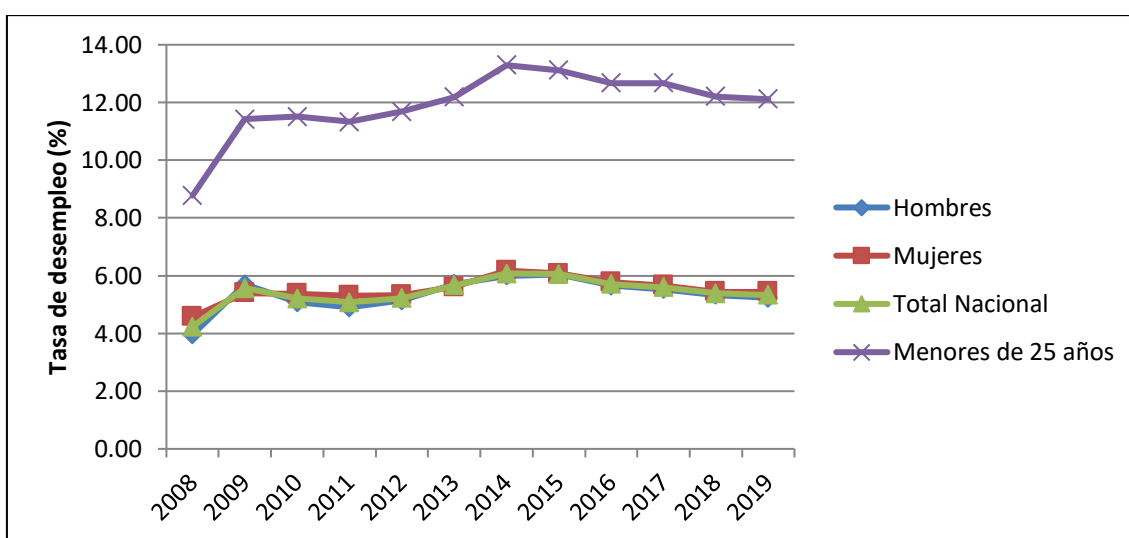
A partir de los datos relativos a la tasa de desempleo de Australia obtenidos del Banco Mundial, se observa que la tasa de paro australiana a partir del año 2008 se ha mantenido relativamente estable en torno al 5%, a pesar de la situación de crisis generalizada a nivel internacional. Tras el comienzo de la crisis financiera internacional en 2008 se produjo un ligero crecimiento del desempleo, pasando del 4,2% en 2008 a un 6,1% en 2015. A partir de entonces, se inició una relativa recuperación del empleo, situándose en 2019 la tasa de paro en un 5,3%, lo que representa el mínimo de los últimos siete años, pero sin alcanzar todavía los niveles que tenía previos al año 2008.

Figura 3.2 Tasa de paro total en Australia (2008-2019)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The World Bank

Figura 3.3 Tasa de paro por sexo y juvenil en Australia (2008-2019)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The World Bank

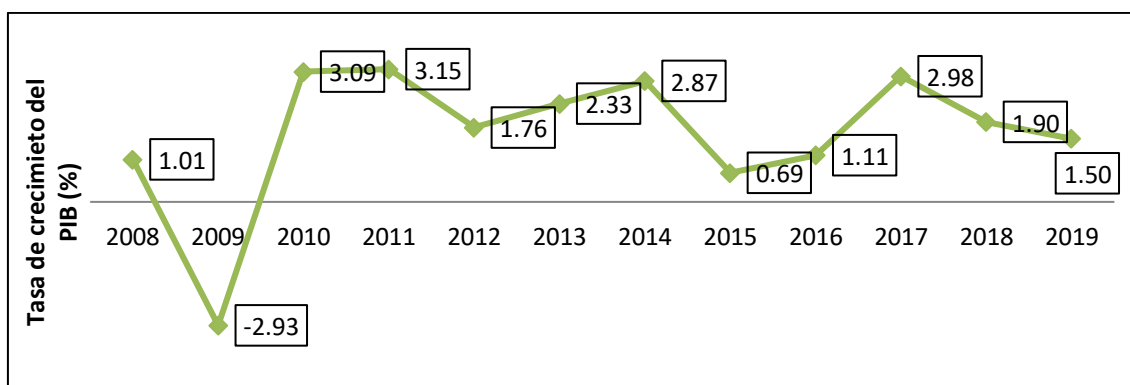
La Figura 3.3 muestra que a largo de los últimos doce años la evolución del desempleo masculino y femenino ha seguido un tendencia bastante simétrica, presentando ambas tasas valores similares. Por lo tanto, a pesar de que a tasa de paro femenina es ligeramente superior a la masculina, no se puede considerar que el desempleo de Australia esté marcado por un sesgo de género. Sin embargo, se observa que la tasa de paro de Australia para el segmento más joven, los menores de 25 años, es claramente superior a la media. El paro para este rango de edad prácticamente ha doblado al total durante todo el periodo analizado, situándose por encima del 12% desde comienzos del año 2013.

3.2 SITUACIÓN ECONÓMICA DE CANADÁ

A diferencia del caso de Australia, la economía canadiense sí que se vio afectada por la crisis financiera internacional, pues en 2009 experimentó un intenso retroceso económico. A pesar de ello, el impacto de la crisis fue mucho menos marcado que para otros países. A partir de entonces, Canadá experimentó un ritmo de recuperación adecuado, registrando periodos de expansión económica durante todos estos años, alcanzando en 2011 su mayor ritmo de bonanza, un 3,5 %.

Sin embargo, en los últimos 3 años la tasa de crecimiento del PIB ha sufrido una desaceleración, situándose en 2019 en 1,5% (dato del FMI). Esto es debido, entre otras razones, a la protección arancelaria de EEUU sobre Canadá en materia de exportaciones de acero y aluminio (desde Julio de 2018) y a la caída del precio del petróleo (principal producto de exportación canadiense). Al mismo tiempo, la amenaza del Brexit británico, así como la constante situación de tensión política y comercial entre China y EEUU, quienes son los principales socios comerciales de Canadá, suponen un déficit adicional al crecimiento de la economía canadiense.

Figura 3.4 Tasa de crecimiento del PIB en Canadá (2008-2019)

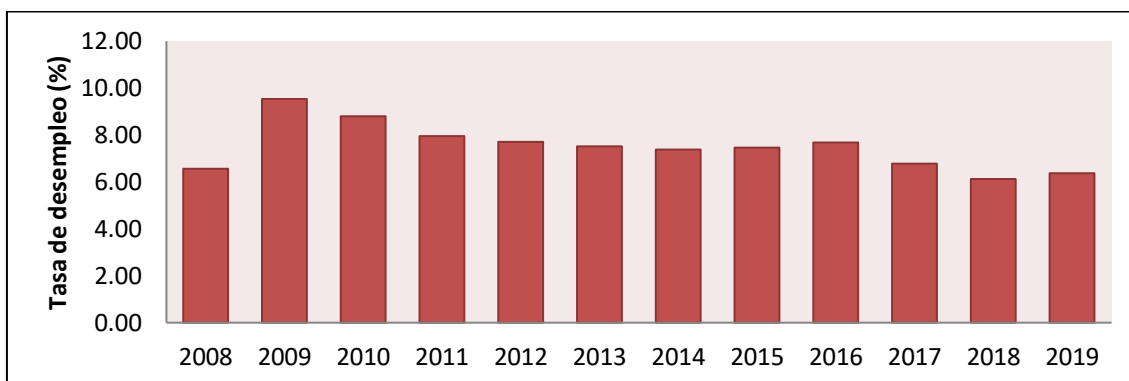


Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The World Bank

3.2.1 EL DESEMPLEO EN CANADÁ

Al igual que en el caso de Australia, la tasa de desempleo canadiense presenta unos niveles relativamente bajos a lo largo de los últimos años. Con el estallido de la crisis financiera internacional en 2008, el paro de Canadá experimentó un crecimiento interanual superior a 2 puntos porcentuales (pasó de un 6,14% en 2008 a un 8,34% en 2009). A partir de entonces sufrió un descenso continuado durante todos los años (con un pequeño paréntesis de esta senda en 2016) hasta situarse en 2018 en torno al 5,8%, la cifra más baja desde el año 1976.

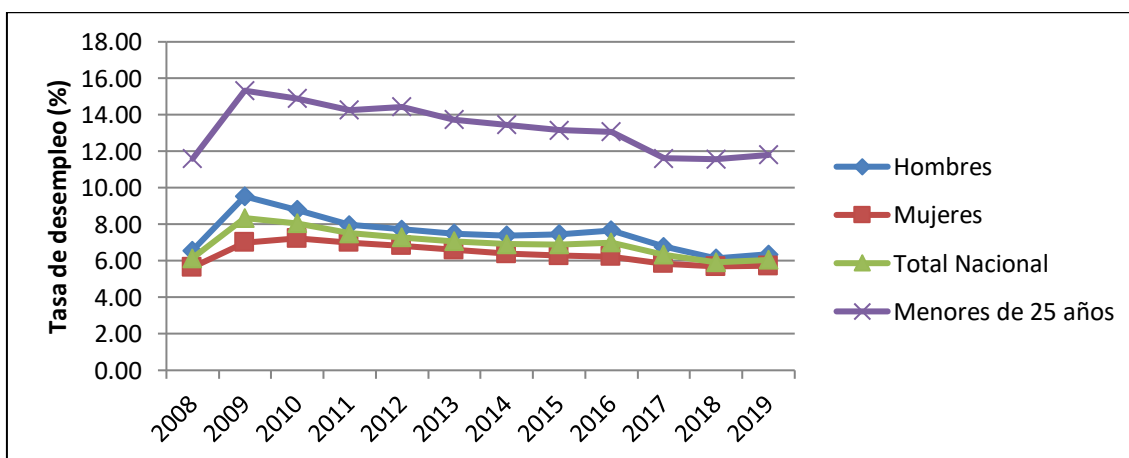
Figura 3.5 Tasa de paro total en Canadá (2008-2019)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The Word Bank

A pesar de ello, la economía canadiense se enfrenta a una problemática bastante compleja dada la escasez de trabajadores para cubrir el total de la demanda de trabajo por parte de los diferentes sectores de su economía. Los más afectados por esta carencia de mano de obra son el sector agrario, la construcción, los hidrocarburos y los servicios profesionales. El elevado ritmo de crecimiento económico que ha experimentado Canadá en los últimos años, unido al progresivo envejecimiento de la población, son los principales motivos de este suceso. Entre las medidas llevadas a cabo para solucionar esta problemática, destaca el programa encaminado a atraer la llegada de inmigrantes cualificados (iniciado en 2017, tratando de aprovechar el bloqueo de EEUU a la contratación de inmigrantes), así como diversos programas destinados a la captación trabajadores temporales.

Figura 3.6 Tasa de paro por sexo y juvenil en Canadá (2008-2019)



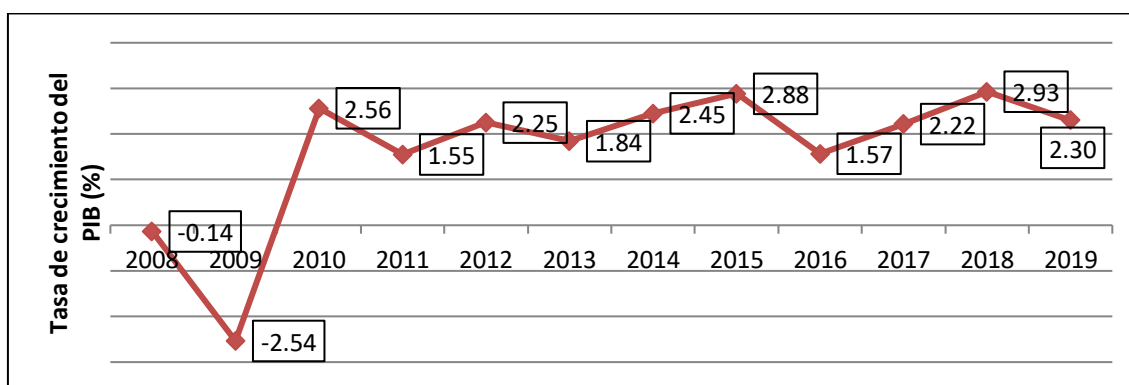
Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The Word Bank

La Figura 3.6 muestra la evolución de la tasa de desempleo masculina, femenina y la tasa de desempleo juvenil (entre 15-24 años) desde el comienzo de la Gran Recesión. En primer lugar, tal y como se puede observar, tanto el desempleo masculino como femenino han seguido una evolución similar a la tasa de desempleo total, siendo superior el desempleo en los hombres a lo largo de todo este periodo. Por otro lado, al igual que en la caso de Australia, el desempleo juvenil (desempleados entre los 15 y 24 años) ha doblado prácticamente la tasa de desempleo total durante todo el periodo, por lo que se puede concluir que el desempleo canadiense tiene un marcado carácter juvenil.

3.3 SITUACIÓN ECONÓMICA EN ESTADOS UNIDOS

EEUU es la principal potencia económica mundial, representando por sí solo alrededor de un cuarto del PIB nominal total mundial. La economía estadounidense ha mantenido un crecimiento más o menos estable a lo largo de los últimos años, alcanzando en 2019 un ritmo de expansión del 2,3%, lo cual supone una desaceleración respecto a 2018.

Figura 3.7 Tasa de crecimiento del PIB en EEUU (2008-2019)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The World Bank

La mayor parte del crecimiento económico de Estados Unidos está basado en el sector servicios, especialmente destacados son los servicios financieros de banca y seguros, el sector inmobiliario, y el comercio. Al mismo tiempo, a pesar de haber perdido importancia en los últimos años, EEUU sigue manteniendo un sector industrial potente, basado fundamentalmente en productos de alta tecnología y sectores punteros, especialmente importantes son el sector de las telecomunicaciones, electrónico, productos químicos, automóviles, bebidas y alimentos.

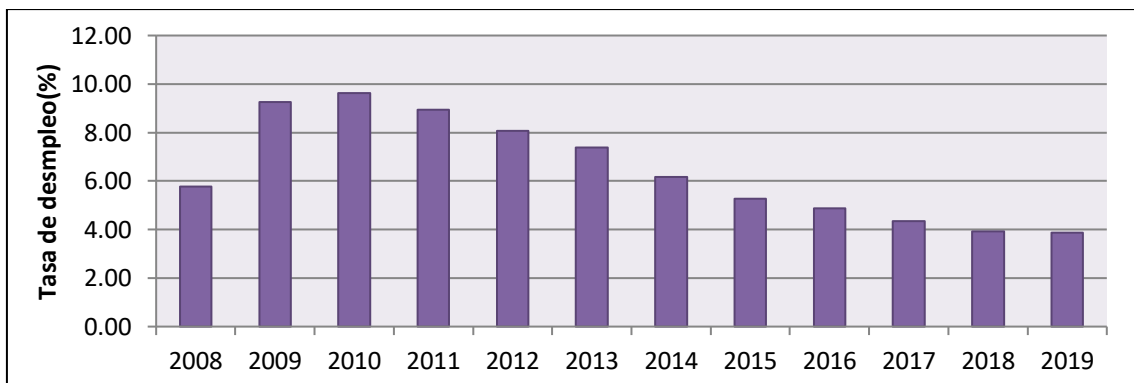
Finalmente, una de las características diferenciadoras de la economía de EEUU es su flexibilidad, su sector público apenas interviene en el funcionamiento de la actividad

económica. La flexibilidad de su mercado laboral, la inversión considerable en actividades de investigación y desarrollo, así como su riqueza de capital, han dotado a EEUU de un nivel tecnológico considerable, por encima de otras potencias mundiales.

3.3.1 EL DESEMPLEO EN ESTADOS UNIDOS

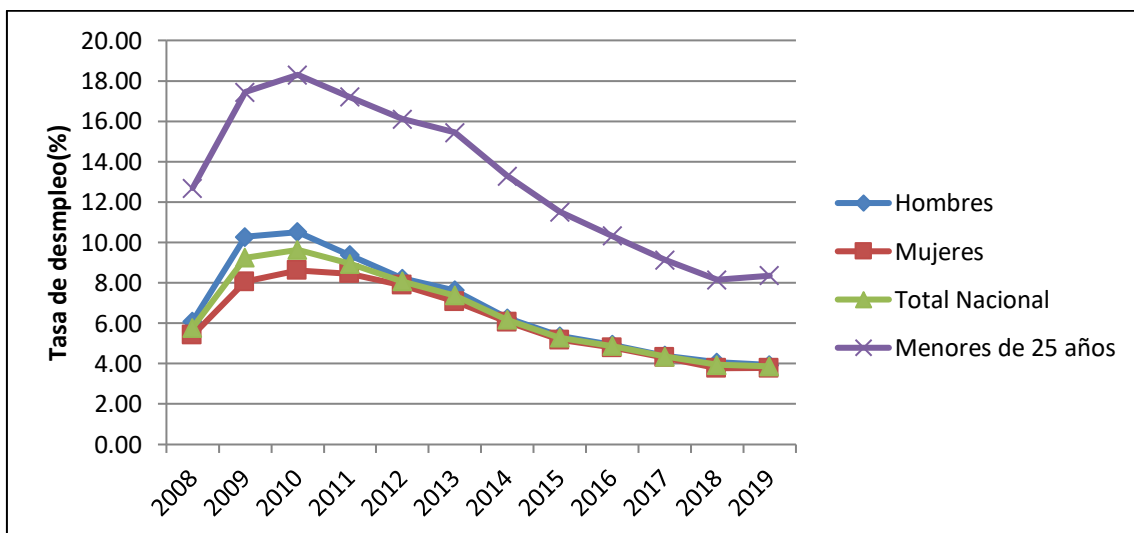
Con el comienzo de la Gran Recesión tras la caída de Lehman Brothers en 2008, la tasa de desempleo de EEUU sufrió un crecimiento bastante significativo hasta 2010, situándose cercana al 10%. A partir de entonces, el paro estadounidense se ha visto reducido de manera continuada e ininterrumpida a lo largo de esta última década, llegando en 2019 a niveles por debajo del 4%, un nivel que generalmente es considerado como el “pleno empleo”.

Figura 3.8 Tasa de paro total en EEUU (2008-2019)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The Word Bank

Figura 3.9 Tasa de paro por sexo y juvenil en EEUU (2008-2019)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por The Word Bank

La Figura 3.9 muestra que el desempleo masculino se ha situado por encima del femenino hasta el año 2012, si bien a partir de entonces los niveles se tornan bastante similares. Por otro lado, la evolución de la tasa de desempleo juvenil (desempleados menores de 25 años) es más del doble que la media, algo común en los tres países objeto de análisis.

4 REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

A lo largo de este apartado se van a mencionar una serie de estudios que han sido realizados en los últimos años por diferentes autores con el objetivo de tratar de verificar la validez de la Ley de Okun para diferentes áreas geográficas y periodos de tiempo, utilizando en cada uno de ellos procedimientos e instrumentos diferentes.

Evans (1989) mediante la especificación de un Modelo Vectorial Autorregresivo (VAR) estudia la relación existente entre crecimiento económico y desempleo para EEUU durante el periodo 1950-1985. Mediante dicho estudio trata de analizar el efecto que tienen innovaciones tecnológicas sobre el PIB. Al mismo tiempo, a través del contraste de causalidad en el sentido de Granger demuestra una causalidad contemporánea y negativa entre el PIB y la tasa de desempleo.

Farrokh et al. (1996) analizó que cuando en un modelo para estimar la Ley de Okun no se incluyen las expectativas, la tasa de crecimiento de la producción necesaria para disminuir la tasa de desempleo en un punto porcentual estará infravalorada.

Moosa (1997) estimó la Ley de Okun para el G7 (Canadá, Italia, Reino Unido, EEUU, Francia, Alemania y Japón). Utiliza el modelo de series temporales de Harvey con el objetivo de extraer el componente cíclico de las variables producción y tasa de desempleo. Finalmente, obtuvo como resultados que el coeficiente de Okun más alto se encontraba en América del Norte y el más bajo en Japón.

Freeman (2000) estimó la Ley de Okun para EEUU, tanto a nivel nacional como internacional, para el periodo 1977-1997. Si bien originalmente Okun estimó un coeficiente que indicaba que la producción real de la economía debía crecer en 3 puntos porcentuales para conseguir disminuir el desempleo en 1 punto porcentual, Freeman estima este valor en un intervalo entre 2-2,5 para todos los periodos y regiones.

Virén (2001) desarrolló un Modelo de Corrección del Error No Lineal para una serie de países pertenecientes a la OCDE, entre ellos España, tomando datos anuales referentes al periodo 1960-1997. Concretamente, estimó el número de desempleados en función de una variable tendencia, una tendencia cuadrática y la población en edad de trabajar. Entonces, con los resultados obtenidos para España llegó a la conclusión de que la corrección de los desajustes del mercado de trabajo tiende a completarse en un periodo de 2 años. Esta propuesta ha sido objeto de diversas críticas, especialmente conocida es la de **Harris y Silverstone (2002)**, la cual estaba basada en tres aspectos: no incluir la variable producción como explicativa del modelo, el hecho de que no se mencione si se ha realizado o no un contraste de raíces unitarias sobre las variables del modelo, o si se ha llevado a cabo o no la hipótesis de no cointegración al estimar dicha relación.

Riera (2001) estimó un Modelo de Corrección del Error (MCE) para el caso de España utilizando datos anuales extraídos del INE y de la OCDE para el periodo 1964-1996. Para ello, en primer lugar llevó a cabo un contraste de raíces unitarias sobre las tres variables del modelo: la producción, la tasa de paro y la tasa de actividad. Una vez hecho esto, desarrolló una regresión de cointegración entre dichas tres variables y otra variable tendencia temporal, concluyendo que las variables estaban cointegradas. Finalmente, los resultados del MCE indican que el incremento de la tasa de paro en un punto porcentual provoca una disminución de la tasa de crecimiento de la producción de 0,536 puntos porcentuales.

Sögner y Stiassny (2002) estudiaron la Ley de Okun para quince países, doce de ellos pertenecientes a la Unión Europea, EEUU, Japón y Canadá. El objetivo de los autores era observar el efecto que tenía un shock en la producción contemporánea y retardada sobre la tasa de desempleo. Los resultados de estas estimaciones llevaron a concluir que, como consecuencia de los altos costes de despido, las empresas se ven obligadas a mantener trabajadores innecesarios durante las recesiones, al tiempo que este problema dificulta la contratación durante épocas de crecimiento económico.

Kwami Adanu (2002) estima los coeficientes de Okun para las diez provincias de Canadá usando los datos relativos al PIB y a la tasa de desempleo de cada una de ellas. Una vez realizada la media de todos estos coeficientes (1,58 mediante el filtro de Hodrick Prescott, y 1,32 mediante el método de tendencia cuadrática), a la vista de los resultados, eran las provincias más industrializadas, que a su vez tenía una mayor

producción y población, las que poseían un coeficiente de Okun más elevado, lo cual sugiere que el coste del desempleo en términos de PIB real es mayor en las áreas más industrializadas que en las menos industrializadas.

Christopoulos (2004) estimó la Ley de Okun para las diferentes regiones de Grecia haciendo uso de datos panel. Para ello realizó un contraste de raíces unitarias y una regresión de cointegración, obteniendo resultados únicamente consistentes para seis de las once regiones analizadas.

Knotek (2007) analiza la relación entre el crecimiento económico y la tasa de desempleo para EEUU en el periodo 1985-2005 mediante las versiones en diferencias, en brechas y dinámica de la Ley de Okun. En este estudio llega a la conclusión de que el coeficiente de Okun no siempre se mantiene constantes para el largo plazo, en función de si se encuentra en un periodo de crecimiento o de recesión económica.

Marinkov y Geldenhuys (2007) calcularon los coeficientes de Okun para Sudáfrica durante el periodo 1970-2005. Para ello, utilizaron diferentes métodos con el objetivo de extraer la tendencia de las variables crecimiento de la producción y tasa de paro.

Irfan Lal et al. (2010) verificaron la validez de la Ley de Okun para algunos países asiáticos utilizando datos anuales del periodo 1980-2006. Mediante la hipótesis de cointegración de Engel y Granger analizan la evolución a largo plazo, mientras que utilizan el Mecanismo de Corrección del Error para el análisis cortoplacista. Los resultados señalan que la interpretación de la Ley de Okun no es aplicable para algunos países en desarrollo asiáticos.

Mitchell y Pearce (2010) comprobaron la relación negativa entre el crecimiento de la producción y la tasa de desempleo. Sin embargo, en comparación con el coeficiente de Okun original, la influencia que tenía un cambio de la tasa de desempleo en el crecimiento de la producción era menor.

Helena Monte Gómez (2011) a través de su trabajo "*La brecha de género en el desempleo en España*" lleva a cabo la estimación de la Ley de Okun para España durante el periodo 1987-2010 para ambos sexos y diferenciando entre ellos, con el objetivo de analizar la brecha de género en el mercado de trabajo español. De esta forma, tomando los datos trimestrales de la Encuesta de Población Activa (EPA), obtiene los siguientes resultados: para que la tasa de desempleo masculina comience a

disminuir es necesaria una tasa de crecimiento del PIB real español de al menos 2,65%, mientras que para el género femenino únicamente es del 2,41%. Por lo tanto, el desempleo femenino está menos influenciado por el ciclo económico que el masculino.

Lancaster y Tulip (2015) llevan a cabo una estimación de la Ley de Okun para el caso de Australia durante el periodo 1960-2015. Para ello realizan la estimación de dos modelos: en primer lugar, un modelo de coeficientes constantes por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), y en segundo lugar un modelo dinámico de coeficientes variables en el tiempo, los cuales son estimados mediante el filtro de Kalman. En las especificaciones se utilizan como variables el PIB real, la tasa de desempleo y los costes laborales unitarios.

La mayor parte de los trabajos mencionados llegan a conclusiones diferentes y, a veces, contradictorias. Diferencias en la selección de la muestra, en el número de variables a incluir y en su consideración como endógenas o exógenas explican esta disparidad de resultados. En todo caso, y de manera resumida, sí parece existir un cierto consenso en que cualquier trabajo que quiera analizar las relaciones existentes entre crecimiento y tasa de paro debería recoger las variables más relevantes (teniendo en cuenta la información disponible) y debería considerar dichas variables como endógenas (Denbaly y Torgenson (1991) e In y Mount (1994)).

Quizás por esta razón, desde el pionero trabajo de Sims (1980), muchos trabajos en este ámbito han utilizado la metodología de los Vectores Autorregresivos (VAR). Estos modelos constituyeron una alternativa interesante a los modelos econométricos tradicionales a partir de los cuales se podían analizar las relaciones dinámicas existentes entre un conjunto de variables sin prestar excesiva atención a la teoría económica subyacente. En otras palabras, se pretendía que los datos “hablasen por sí solos”.

Cooley y LeRoy (1985), entre otros, criticaron esta ausencia de un modelo económico o estructura subyacente a la hora de analizar los impactos de determinadas políticas. Con el fin de superar estas limitaciones, se desarrollaron los denominados VAR estructurales (SVAR) (Bernanke (1986), Sims (1986), y Blanchard y Quash (1989)) que permiten contrastar teorías alternativas antes de calcular las correspondientes funciones impulso.

En la actualidad, los desarrollos recientes en el análisis de series temporales han modificado sustancialmente el enfoque econométrico que debe utilizarse para analizar

las relaciones existentes entre las variables macroeconómicas. La evidencia empírica de que numerosas series económicas son no-estacionarias (Nelson y Plosser (1982)) y la popularización del concepto de cointegración (formalmente expuesto por Engel y Granger (1987)) ha determinado que actualmente cualquier intento de modelización con series temporales debe contrastar específicamente la no-estacionariedad de las series y su posible cointegración como paso previo a la modelización econométrica.

En el contexto multivariante, y en el ámbito de los modelos VAR, Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990, 1992 y 1994) proporcionan un enfoque interesante que, además, permite distinguir al investigador entre el corto y el largo plazo. Por un lado, este enfoque permite determinar el número de relaciones de equilibrio existentes entre un conjunto de variables, identificar dichas relaciones y calcular como las variables en el sistema se ajustan ante posibles desviaciones de dichas relaciones de equilibrio a largo plazo. Por otro lado, es posible calcular las Funciones Impulso-Respuesta (FIR) de forma similar a un modelo VAR, una vez identificado el largo plazo. Esta distinción entre el corto y el largo plazo es relevante en el análisis económico. Normalmente, las restricciones teóricas suelen considerarse como de largo plazo mientras que para el diseño de políticas económicas específicas es interesante saber también como el sistema se ajusta ante un desequilibrio. A partir de este enfoque general propuesto por Johansen y Juselius inicialmente se han venido desarrollando numerosos refinamientos con el fin de hacer este enfoque suficientemente flexible con el fin de poder modelizar un sin fin de casos posibles.

5 ELECCIÓN DE LAS VARIABLES Y ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES UNIVARIANTES

5.1 BASE DE DATOS Y VARIABLES

Las variables y los datos utilizados para el análisis se corresponden con los dos ámbitos que componen la Ley de Okun: la actividad económica y el mercado de trabajo.

En primer lugar, en referencia al mercado de trabajo, la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) proporciona las cifras relativas a la tasa de desempleo de los tres países que componen este análisis en términos trimestrales para el periodo 1985:2-2019:2.

Con respecto a la actividad económica, van a ser considerados los datos correspondientes al PIB a precios constantes de cada uno de los tres países, tomando 1995:1 como periodo base. Al igual que con la tasa de desempleo, esta serie es ofrecida por la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), con una periodicidad trimestral y correspondiente al mismo marco temporal (1985:1-2019:2).

Antes de llevar a cabo el análisis de las propiedades de los datos, concretamente su orden de integración, ha sido necesaria la realización de una serie de transformaciones preliminares en las variables.

En primer lugar, la variable PIB ha sido transformada en logaritmos, siendo este el procedimiento habitual cuando se trabaja con datos de series temporales. Existen dos razones fundamentales que justifican dicha transformación logarítmica. Por un lado, como señala Hamilton (1994) en su trabajo "*Time Series Analysis*", esto facilita el objetivo de lograr la estacionariedad en varianza al diferenciar la serie, pues la transformación logarítmica actúa sobre la serie amortiguando la amplitud de las transformaciones. Por otro lado, existe una segunda razón de marcado carácter económico. En este sentido, ante una variación cercana a cero la primera diferencia del logaritmo de una variable es aproximadamente igual a la tasa de variación de la serie original. De este forma, si una variable logarítmica es integrada de orden uno, la tasa de variación de la variable original es constante.

Por último, es importante comentar que todos los análisis llevados a cabo a lo largo de este trabajo han sido realizados a través del programa GRETL.

A continuación, en la Tabla 5.1 viene recogida la denominación de las variables que van a ser utilizadas a lo largo del análisis empírico, así como una breve descripción de las mismas:

Tabla 5.1 Descripción de las variables objeto de análisis

Variable	Descripción
PIBAU	Serie logarítmica del PIB de Australia (multiplicada por 100).
PIBCA	Serie logarítmica del PIB de Canadá (multiplicada por 100).
PIBUS	Serie logarítmica del PIB de EEUU (multiplicada por 100).
TDAU	Tasa de desempleo de Australia en niveles.
TDCA	Tasa de desempleo de Canadá en niveles.
TDUS	Tasa de desempleo de EEUU en niveles.
CPIBAU	Componente ciclo del PIB de Australia.
CPIBCA	Componente ciclo del PIB de Canadá.
CPIBUS	Componente ciclo del PIB de EEUU.
CTDAU	Componente ciclo de la tasa de paro de Australia.
CTDCA	Componente ciclo de la tasa de paro de Canadá.
CTDUS	Componente ciclo de la tasa de paro de EEUU.

Fuente: Elaboración propia

Una vez definidas las variables que serán utilizadas para llevar a cabo el trabajo empírico, a continuación se procede a analizar sus propiedades univariantes. Es decir, se trata de determinar el orden de integración de las variables que forman parte del modelo y concluir si son estacionarias o de lo contrario integradas de orden 1 o 2. De hecho, la determinación del orden de integración de las variables de un modelo econométrico es una práctica necesaria a la hora de modelizar relaciones macroeconómicas ya que los estadísticos de contraste tienen asociados diferentes propiedades en función de si el proceso generador de datos (PGD) que se supone para las variables sigue un modelo integrado o un modelo estacionario.

Dos son las principales razones por las que es importante realizar una correcta discriminación. En primer lugar, y desde una vertiente económica, las repercusiones que tiene la distinción entre procesos integrados y estacionarios para los modelos postulados por la teoría económica son relevantes. En el caso de los procesos integrados, las

perturbaciones tienen un efecto permanente que provoca que la trayectoria de la variable a lo largo del tiempo sea errática (ver Dickey y Fuller (1979)). En segundo lugar, desde un punto de vista econométrico, las consecuencias de no considerar la estacionariedad de las series que son objeto de modelización econométrica son bastantes graves. Estas consecuencias hacen referencia a aspectos estadísticos en la especificación del modelo y en el proceso de inferencia, y a aspectos económicos referentes a implicaciones de las decisiones políticas que se puedan tomar.

- Las estimaciones por MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) pueden producir resultados erróneos (se las conoce como regresiones espurias).
- Los estimadores son no consistentes y no se cumplen las propiedades clásicas para hacer inferencia.
- La tercera consecuencia importante de la no estacionariedad de las series es que la mayor parte de los estadísticos utilizados en el proceso de inferencia convergen hacia distribuciones no estándar.
- El concepto de variables no estacionarias afecta conceptualmente a la teoría económica y, en especial, en el contexto de la política económica sobre las variables macroeconómicas. En el caso de que una variable presente una raíz unitaria (series no estacionarias), los shocks pasados y presentes son igualmente importantes, teniendo efectos permanentes en el nivel de la variable. Un ejemplo, todas las medidas de política económica no anticipadas. Mientras que si dicha variable es $I(0)$, la influencia de los shocks pierde importancia con el paso del tiempo. Es decir, el presente es más importante que el pasado, y las medidas de política económica van perdiendo su efecto.

Por todo ello, en cualquier aplicación econométrica con datos de series temporales es crucial determinar el orden de integración de las variables del modelo.

5.2 ESTACIONARIEDAD VERSUS INTEGRABILIDAD

Las series temporales no estacionarias pueden transformarse en estacionarias tomando sus diferencias un adecuado número de veces. En general, se dice que un proceso estocástico es integrado de orden d (y se denota como $I(d)$) si el proceso se vuelve estacionario después de tomar sus primeras d diferencias. Si la variable tiene una raíz unitaria, entonces es integrada de orden 1 ($I(1)$).

Tabla 5.2 Estacionariedad versus integrabilidad

Series estacionaria o denominada I(0)	Series no estacionaria o integrada de orden 1 I(1)
Presenta varianza finita e independiente del tiempo.	Su varianza depende del tiempo, y tiende a infinito a medida que lo hace el tiempo.
Tienen memoria limitada.	Cualquier innovación afecta de manera permanente al proceso.
Tienden a fluctuar alrededor de la media (que puede incluir una tendencia determinista).	Oscilan ampliamente.
Presentan autocorrelaciones que tienden a disminuir rápidamente a medida que incrementa el retardo.	Su autocorrelación tiende a uno para cualquier orden del retardo.

Fuente: Elaboración propia

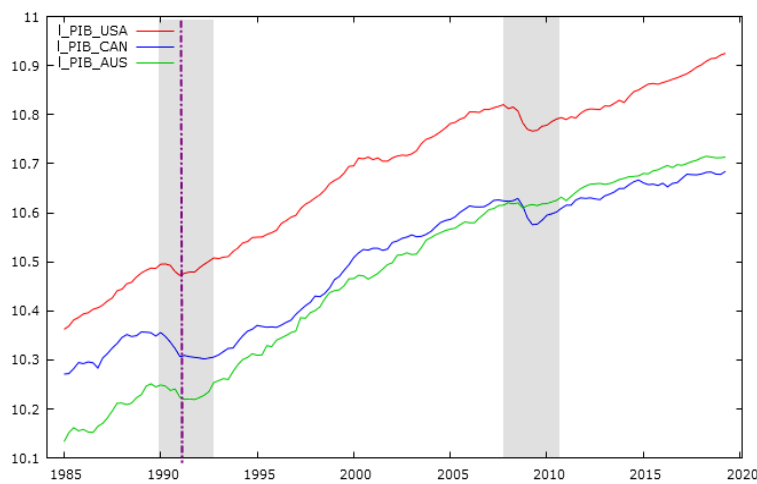
Un método para verificar la estacionariedad o no de la serie es la utilización de los contrastes de raíces unitarias. Sin embargo, es recomendable acompañar dichos contrastes con el análisis gráfico de las variables así como de sus funciones de autocorrelación. Los gráficos de series temporales y las funciones de autocorrelación van a permitir extraer una primera aproximación sobre el comportamiento de las variables.

5.2.1 ANÁLISIS GRÁFICO

En la Figura 5.1 aparece representada la evolución conjunta del PIB en niveles (variables en logaritmo neperiano) en cada uno de los tres países. A partir de dicho gráfico se observa una evolución creciente del PIB a lo largo del periodo analizado. Sin embargo, el ritmo de crecimiento no se ha mantenido constante a lo largo de todo el periodo, observando la existencia de al menos dos cambios estructurales importantes. El primer cambio se sitúa en torno al año 1990, mientras que el segundo coincide con el periodo de crisis económica y financiera de 2008.

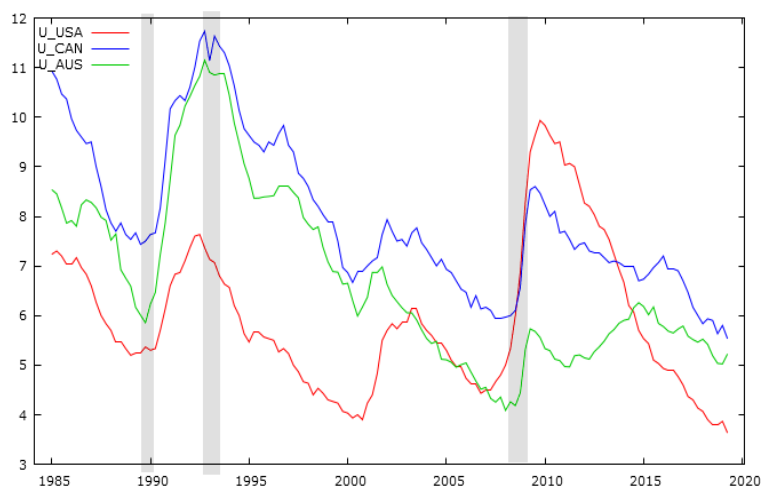
En el caso de la tasa de paro (Figura 5.2) su evolución a lo largo del periodo analizado es muy parecida en los tres países. Alcanza sus valores máximo entorno a los años 1992-1993, a partir de entonces ha ido decreciendo hasta el inicio de la crisis económica y financiera en 2007-2008. Precisamente, una de las consecuencias de dicha crisis es el aumento considerable de las tasas de paro en los tres países. Todos estos cambios en la evolución de las variables habrá que tenerlos en cuenta a la hora de realizar los análisis y las estimaciones.

Figura 5.1 Evolución del logaritmo del PIB de los tres países analizados (Estados Unidos, Canadá y Australia)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por la OCDE

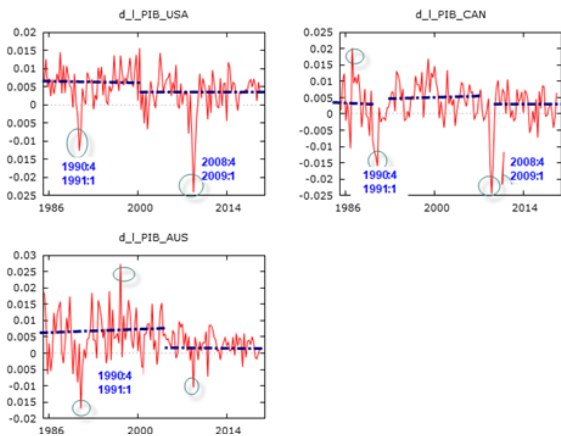
Figura 5.2 Evolución de la tasa de paro de los tres países analizados (Estados Unidos, Canadá y Australia)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por la OCDE

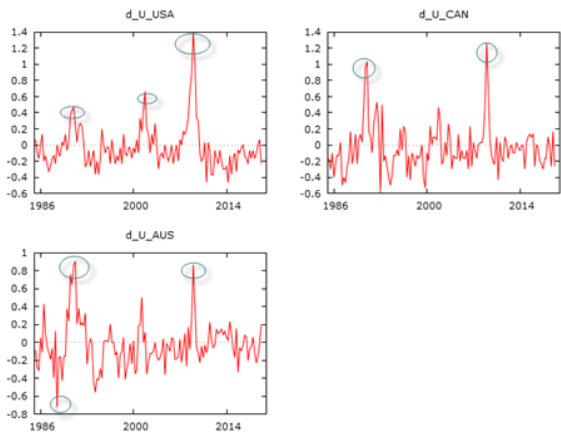
Esta primera herramienta de análisis gráfico de las series temporales permite vislumbrar que las series del desempleo y del PIB no son estacionarias al menos en media. Una forma de alcanzar la estacionariedad de las series es mediante la diferenciación. En las Figuras 5.3 y 5.4 se presenta la evolución de las variables en primeras diferencias en la parte regular ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$). Dichas series representan los crecimientos económicos trimestrales. Como se puede observar a partir de dichas figuras, los cambios estructurales comentados anteriormente quedan reflejados en forma de observaciones atípicas al aplicar las primeras diferencias. Asimismo, se destaca la existencia de heterogeneidad en la varianza de las series a lo largo del periodo analizado, especialmente destacar la alta variabilidad en el primer periodo entre 1985 y 1995. Se verá más adelante si estos hechos hacen necesaria la estimación de los modelos para diferentes submuestras.

Figura 5.3 Evolución de las series del PIB (ΔI_{PIB}) en primeras diferencias



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos proporcionados por la OCDE

Figura 5.4 Evolución de las series del desempleo (ΔU) en primeras diferencias



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos proporcionados por la OCDE

5.2.2 FUNCIONES DE AUTOCORRELACIÓN-CORRELOGRAMAS

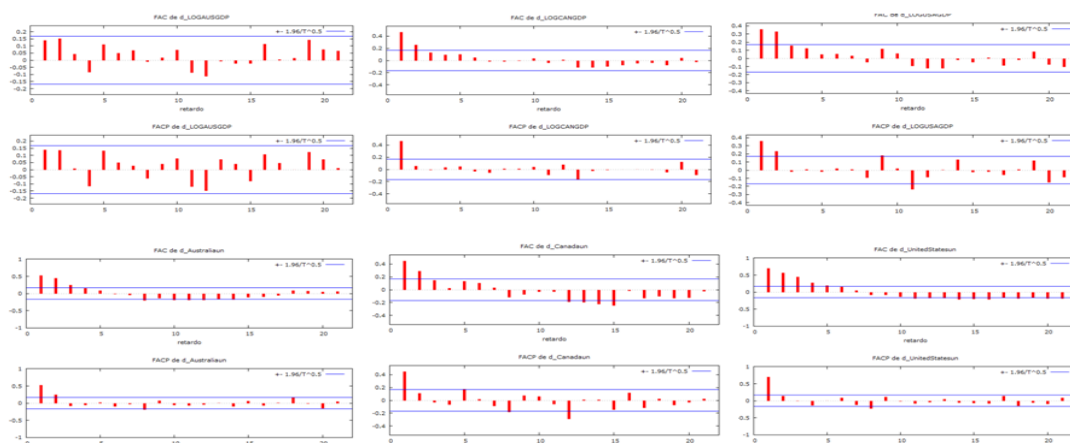
Para continuar con el análisis de las propiedades univariantes, se van a examinar las funciones de autocorrelación simple (FAC) y parcial (FACP), siendo representadas a través de los correlogramas correspondientes. El uso de estas funciones se introdujo como parte de la metodología de Box-Jenkins.

El primer valor de la FAC y la FACP de cualquier proceso estocástico coincide y es igual a la unidad. En procesos estacionarios, ambas funciones decaen rápidamente hacia cero conforme aumenta el lapso temporal de separación (k), mientras que en procesos integrados la FAC decrece lentamente a partir de un valor inicial próximo a la unidad, y la FACP se anula para órdenes “ k ” superiores a uno, en el que adopta un valor también próximo a la unidad.

Una vez se ha realizado la explicación teórica del funcionamiento de las funciones de autocorrelación, se va a proceder al análisis de las mismas a través de sus correlogramas, obteniendo de esta forma una segunda opinión acerca de las propiedades de las variables.

Para los tres países, el correlograma de ambas variables es representativo de una serie claramente no estacionaria. Al diferenciar las series una vez, las FAC por lo general toman un primer retardo positivo y posteriormente decrecen rápidamente hacia cero, síntoma de que se tratan de series claramente estacionarias. Por lo tanto, para cada caso las series son integradas de orden 1.

Figura 5.5 Funciones de autocorrelación del PIB y la tasa de desempleo de Australia, Canadá y EEUU respectivamente



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos proporcionados por la OCDE

Tanto los gráficos de series temporales como las funciones de autocorrelación muestran que las series del PIB y de la tasa de desempleo de Australia, Canadá y EEUU, presentan un comportamiento no estacionario. Todo ello, hace intuir que es necesario diferenciar las series una vez para convertirlas en estacionarias. Por último, con ánimo de extraer una conclusión final, se va a proceder a realizar el contraste de raíces unitarias.

5.2.3 CONTRASTE DE RAICES UNITÁRIAS

5.2.3.1 METODOLOGÍA

Dickey y Fuller (1979) propusieron una prueba para contrastar la presencia de raíces unitarias en series temporales, denominada prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA), en la cual, se contrasta una hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la serie original frente a la hipótesis alternativa de que ésta sigue un proceso autorregresivo de orden p [AR (p)] que es estacionario. Para contrastar esta hipótesis nula existen tres versiones distintas del DFA, estimándose un modelo u otro, en función del componente determinístico incluido en el mismo. Este es un aspecto importante, ya que la distribución asintótica del estadístico del test bajo la hipótesis nula depende de la inclusión o no que se haga de los términos deterministas. Las tres versiones son las siguientes:

$$\begin{aligned}
 1. \quad \Delta Y_t &= \mu_a + \beta_t + \rho_a Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{ai} \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{at} \\
 2. \quad \Delta Y_t &= \mu_b + \rho_b Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{bi} \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{bt} \\
 3. \quad \Delta Y_t &= \rho_c Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{ci} \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{ct}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Donde:

- ε_{at} , ε_{bt} y ε_{ct} son las perturbación aleatoria del modelo, las cuales deben de ser una secuencia de variables independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante σ^2 (es decir, debe comportarse como un ruido blanco), $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$.
- $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ (primeras diferencias de la serie); siendo Y_t la serie temporal que se desea analizar.

En cada una de las tres versiones, contrastar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria es equivalente a contrastar la nulidad del parámetro ρ . Por tanto, la hipótesis nula sería:

$$H_0: \rho = 0 \text{ (existencia de una raíz unitaria)}$$

$$H_A: \rho < 1 \text{ (} Y_t \text{ es estacionaria)}$$

Posteriormente, a partir de los modelos planteados, se trata de estimar por MCO los coeficientes ρ_1, ρ_2, ρ_3 y se calculan sus correspondiente t-ratios (definidos como $\tau_\tau, \tau_\mu, \tau$, respectivamente) con el objetivo de contrastar la hipótesis nula de una raíz unitaria. Las distribuciones de estos estadísticos (τ_τ, τ_μ y τ) convergen hacia combinaciones de procesos Wiener y sus valores críticos se encuentran tabulados en Dickey y Fuller (1979). Existen dos cuestiones fundamentales a la hora de llevar a cabo esta prueba: por un lado, hay que tratar de especificarla estructura del PGD (proceso generador de datos), es decir, considerar la inclusión o no de los términos deterministas, y, por otro lado, determinar el retardo óptimo que asegure que los residuos de la serie se comportan como un ruido blanco.

En cuanto a la especificación de uno u otro modelo, el criterio a seguir es el siguiente:

- Modelo 1: se asume que bajo H_0 el proceso tiene deriva. Es decir, se utiliza este modelo cuando se trata de una serie con tendencia (creciente o decreciente).
- Modelo 2: se asume que la serie tiene media diferente de cero bajo H_0 . Por lo tanto, este modelo se utiliza si la serie fluctúa en torno a una media diferente de cero.
- Modelo 3: se asume que la serie tiene una media cero bajo H_0 de una raíz unitaria. Por lo tanto, si la serie gira en torno a una media igual a cero se utiliza este modelo.

El segundo aspecto a tener en cuenta es la determinación del orden óptimo del retardo con el que se estima la regresión, y para ello, existen distintos criterios de información: Criterio Informativo de Akaike (AIC), el estadístico T y el criterio de información Bayesiana (BIC) propuesto por Schwarz en 1978.

Los criterios AIC y BIC se calculan según las siguientes expresiones:

$$AIC(k) = -2 \ln(L) + 2k \quad (8)$$

$$BIC(k) = -2 \ln(L) + k \ln(T) \quad (9)$$

Donde:

- L es la función de verosimilitud.
- K es el número de parámetros del modelo.
- T es el tamaño muestral.

Tanto AIC como BIC tratan de encontrar el retardo k que minimiza el valor de ambos, habiendo fijado previamente un número máximo de retardos. En el presente trabajo, al tratarse de datos trimestrales se ha optado por fijar un retardo máximo¹ igual a 12 y utilizar el Criterio de Información de Akaike (AIC)² para seleccionar el orden de retardo óptimo.

Kwiatkowski *ET AL.* (1992) (KPSS) proponen una nueva estrategia para determinar la integrabilidad de las variables en la que la estacionariedad pasa a ser la hipótesis nula del contraste frente a la alternativa de una raíz unitaria. Estos autores parten de la descomposición de la serie objeto de estudio en la suma de un paseo aleatorio (R_t), con o sin la presencia de una tendencia determinista, y un término de error estacionario:

Tabla 5.3 Descomposición Kwiatkowski *ET AL.* (1992) (KPSS)

Modelo sin tendencia	Descomposición de Z_t
$Z_t = \mu + \varepsilon_t \quad (10)$	$Z_t = R_t + e_t$ $R_t = R_{t-1} + u_t$ $R_0 = 0$ $e_t \sim iid(0,1) \text{ y } u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$ $E(e_t, u_s) = 0 \quad \forall t \text{ y } s$

¹Schwert (1987, 1989) recomienda elegir el valor del parámetro de truncamiento en función del tamaño muestral y la frecuencia de los datos: $\ell = \text{Ent}(12 \sqrt[4]{T/100})$ para series mensuales, $\ell = \text{Ent}(4 \sqrt[4]{T/100})$ para series trimestrales y $\ell = \text{Ent}(2 \sqrt[4]{T})$ para otras frecuencias (anuales, semanales, etc.).

² El AIC tiene una mayor capacidad predictiva en comparación con el BIC que valora más la parsimonia.

Modelo con tendencia determinista	Descomposición de Z_t
$Z_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t \quad (11)$	$Z_t = t + R_t + e_t$ $R_t = R_{t-1} + u_t$ $R_0 = 0$ $e_t \sim iid(0,1) \text{ y } u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$ $E(e_t, u_s) = 0 \quad \forall t \text{ y } s$

Fuente: Elaboración propia a partir de Kwiatkowski *ET AL.* (1992)

A partir de esta descomposición, contrastar la hipótesis nula de que un proceso es estacionario es equivalente a contrastar que la varianza del paseo aleatorio (R_t) es nula ($\sigma_u^2 = 0$). La hipótesis nula sería que la serie Z_t es estacionaria alrededor de una tendencia para la formulación (11) o de una constante para la formulación (10), frente a la alternativa de que la serie tiene, al menos, una raíz unitaria.

El contraste consiste en estimar la regresión (11) por MCO a partir de la cual se obtienen los residuos $\hat{\varepsilon}_\mu$ y $\hat{\varepsilon}_\tau$ para los modelos (10) y (11), respectivamente. A continuación se calculan los estadísticos η_μ , si se estima el modelo con constante, o η_t si se estima el modelo con tendencia.

$$\eta_\mu = T^{-2}(\sum_{t=1}^T S_{\mu t}^2) / S_{t\ell}^2 \eta_\tau = T^{-2}(\sum_{t=1}^T S_{\tau t}^2) / S_{t\ell}^2 \quad (12)$$

Donde:

- $S_{\mu t} = \sum_{i=1}^T \varepsilon_{\mu t}$ y $S_{\tau t} = \sum_{i=1}^T \varepsilon_{\tau t}$
- $S_{\mu t}$ es el estimador no-paramétrico de la varianza de largo plazo presentada en (12).

También en este caso, los estadísticos descritos presentan una distribución no estándar bajo la hipótesis nula de estacionariedad³. Kwiatkowski *ET AL.* (1992) observan que para valores altos del parámetro de truncamiento (ℓ) se reduce la potencia del contraste, sobre todo cuando se trata de muestras reducidas. Por otra parte, destacan que el tamaño empírico del

³ Los valores críticos se encuentran tabulados en Kwiatkowski *ET AL.* (1992).

estadístico se sitúa muy próximo al teórico, sobre todo para $\ell = 0$, incluso en muestras pequeñas.

5.2.3.2 RESULTADOS DE LOS CONTRASTES

Por lo tanto, con el objetivo de tomar una decisión definitiva acerca del orden de integración de las variables de cada uno de los países se va a realizar los contrastes de raíces unitarias de DFA y KPSS.

Los resultados obtenidos se encuentran recogidos a continuación:

Tabla 5.4 Resultados del contraste de raíces unitarias Dickey-Fuller Ampliado

	DFA con tendencia (retardos)	DFA con constante (retardos)	DFA sin constante (retardos)
Australia			
Y_t	-0.633 (2)	-1.279 (2)	4.217 (2)
U_t	-2.911 (2)	-2.001 (2)	-0.773 (2)
ΔY_t	-6.834 (1)	-6.722 (1)	-2.116 (5)
ΔU_t	-4.338 (1)	-4.355 (1)	-4.365 (1)
Canadá			
Y_t	-1.606 (1)	-0.964 (1)	2.907 (1)
U_t	-2.567 (12)	-0.953 (12)	-0.857 (12)
ΔY_t	-6.998 (0)	-6.993 (0)	-6.184 (0)
ΔU_t	-4.338 (11)	-4.344 (11)	-4.297 (11)
USA			
Y_t	-1.824 (2)	-1.075 (2)	3.311 (2)
U_t	-2.793 (2)	-2.802 (2)	-0.811 (9)
ΔY_t	-5.25 (1)	-5.222 (1)	-3.877 (1)
ΔU_t	-3.431 (1)	-3.403 (8)	-3.392 (8)

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: Los valores críticos para el modelo sin constante son: -1,94; 2,01 y -2,2, al 1%, 5% y 10% respectivamente. Son los valores críticos de MacKinnon, J. G. (1996) "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics* 11: 601-618- (referenciada en el Gretl)

En una primera etapa, y para todos los contrastes (salvo el KPSS), se ha partido de la hipótesis nula de que las series son I(1) frente a la alternativa de que son I(0). En el caso en el de que no sea posible rechazar la presencia de una raíz unitaria se contrasta que las series son I(2) frente a la alternativa de que son I(1).

En la Tabla 5.4 se recogen los resultados obtenidos a partir del estadístico DFA. Como se acaba de comentar, el proceso de contrastación se inicia utilizando el modelo que incluye una constante y una tendencia determinista, procediendo a excluirlos cuando se observa la no-significatividad de dichos componentes determinísticos. A la raíz de los resultados, las principales conclusiones que se obtienen son las siguientes:

1. En el caso de las series en niveles Y_t (logaritmo del PIB) y U_t (Tasa de desempleo) en los tres países analizados no se puede rechazar la presencia de una raíz unitaria alrededor de una tendencia determinista. Sin embargo, en el caso de las series de las tasas de desempleo (U_t) al contrastar la hipótesis nula de no significatividad de la tendencia bajo la H_0 de una raíz unitaria, los valores del estadístico indican que no se puede rechazar dicha hipótesis. Cuando se pasa a contrastar la presencia de una raíz unitaria alrededor de una constante en el modelo sólo con constante, los valores críticos del estadístico τ_μ no permiten rechazar la H_0 y además los valores del estadístico señalan que la constante es significativa.
2. Si se realizan los contrastes sobre las series diferenciadas (ΔY_t y ΔU_t) se observa que dichas series en primeras diferencias son estacionarias en torno a una media diferente de cero. Estos resultados indican que todas las variables en niveles se pueden considerar integradas de orden uno.

Tabla 5.5 Resultado del contraste de raíces unitarias KPSS

	KPSS con tendencia	KPSS con constante
AUSTRALIA		
Y_t	0.225	1.141
U_t	0.112	0.744
ΔY_t	0.099	0.327
ΔU_t	0.059	0.060
CANADÁ		
Y_t	0.147	1.114
U_t	0.072	0.758
ΔY_t	0.082	0.113
ΔU_t	0.047	0.049

USA		
Y_t	0.222	1.135
U_t	0.091	0.087
ΔY_t	0.064	0.195
ΔU_t	0.075	0.078

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Finalmente, en la Tabla 5.5 se presentan los resultados del estadístico KPSS. En una primera etapa, se ha contrastado la hipótesis nula de que las series en niveles son estacionarias frente a la alternativa de no-estacionariedad (Panel A de la Tabla 5.5).

Una visión de los estadísticos obtenidos, en este caso para dos valores diferentes del parámetro de truncamiento, permite rechazar la hipótesis nula al 5% de estacionariedad de todas las series en niveles tanto alrededor de una constante como alrededor de una tendencia determinista.

Cuando se consideran las series en primeras diferencias (Panel B), los estadísticos KPSS obtenidos son inferiores al valor crítico al 5% lo que permite considerar las series en primeras diferencias como estacionarias alrededor de una constante. De esta manera, se puede concluir que la aplicación del contraste KPSS apunta a que las series en niveles pueden considerarse como integradas de orden uno.

6 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN EN DIFERENCIAS

6.1 ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS

Tras haber concluido que todas las series en primeras diferencias son estacionarias, a continuación se va a tratar de obtener la mejor especificación del modelo de la Ley de Okun para cada uno de los tres países considerados en el presente trabajo. Para ello, se parte de la siguiente especificación estática del modelo en *diferencias*:

$$\underbrace{\Delta U_t}_{U_t - U_{t-1}} = \alpha_1 + \beta_1 \underbrace{\Delta Y_t}_{Y_t - Y_{t-1}} + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \beta_1 < 0 \quad (2)$$

Donde:

- ΔU_t es la variación o diferencial de la tasa de desempleo (expresado en puntos porcentuales).

- ΔY_t es la variación del volumen de producción (expresado en tantos por cien).
- Dada la forma funcional escogida, el parámetro estimado β_1 representa la sensibilidad de la tasa de desempleo a las variaciones en la tasa de crecimiento de la producción (parámetro de Okun), mientras que el parámetro α_1 indica el aumento de la tasa de paro en ausencia de cambios en el volumen de producción. De lo anterior inferimos, además, que el ritmo de crecimiento a partir del cual la economía analizada comenzaría a reducir su tasa de paro viene dado por la ratio $-\alpha_1/\beta_1$.

El modelo anterior se puede estimar por MCO y, si la perturbación aleatoria del modelo se comporta como un ruido blanco, es decir, cumple las hipótesis básicas de no autocorrelación, homocedasticidad y normalidad, se puede garantizar que los estimadores obtenidos son consistentes. Por lo tanto, es importante que, antes de realizar la interpretación de los parámetros obtenidos, someter el modelo resultante a una serie de pruebas de contraste para comprobar que está en condiciones de superar la etapa de chequeo.

Para ello, se lleva a cabo el contraste de existencia de problemas de autocorrelación de orden 1 y 4 mediante el estadístico LM de Breusch-Godfrey (LM) (ver Anexo 2). Este test es asintóticamente válido en presencia de variables dependientes retardadas, y suficientemente flexible como para considerar órdenes de correlación serial alternativas.

Tabla 6.1 Estimación del modelo en diferencias para Estados Unidos

Estimación MCO: periodo 1985:1-2019:2			
$\Delta U_t = 0,084 - 0,270 \Delta Y_t$ (3,65) (-8,039)			
$R^2 = 0,32$ $DW = 1,13$ $-\hat{\alpha} / \hat{\beta} = 0,31$			
<i>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $t\text{-ratio} > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</i>			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG (1)= 25,90	χ^2 (1) = 3,84	ARCH (1) = 18,30	χ^2 (1) = 3,84
LMBG (4)= 34,57	χ^2 (4) = 9,49	ARCH (4) = 22,97	χ^2 (4) = 9,48
Contraste Jarque Bera = 88,47		χ^2 (2) = 5,99	
Contraste de razón de verosimilitudes de Quandt para cambio estructural El valor máximo de F (2, 133) = 19.3156 corresponde a la observación 2010:1 Valor p asintótico = 1.46577e-007 para Chi-cuadrado (2) = 38,63			

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La Y se corresponde con PIBUS y la U es TDUS (ver Tabla 5.1)

Tabla 6.2 Estimación del modelo en diferencias para Canadá

Estimación MCO: periodo 1985:1-2019:2			
$\Delta U_t = 0,034 - 0,245 \Delta Y_t$ (1,59) (-8,28)			
$R^2 = 0,33$ $DW = 1,92$ $-\hat{\alpha} / \hat{\beta} = 0,138$			
Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $ t - ratio > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG (1) = 0,164	χ^2 (1) = 3,84	ARCH (1) = 10,21	χ^2 (1) = 3,84
LMBG (4) = 1,678	χ^2 (4) = 9,49	ARCH (4) = 15,24	χ^2 (4) = 9,48
Contraste Jarque Bera = 7,89		χ^2 (2) = 5,99	
Contraste de razón de verosimilitudes de Quandt para cambio estructural El valor máximo de F (2, 133) = 6.96515 corresponde a la observación 1990:3 Valor p asintótico = 0.0182091 para Chi-cuadrado (2) = 13,93			

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La Y se corresponde con PIBCA y la U es TDCA (ver Tabla 5.1)

Tabla 6.3 Estimación del modelo en diferencias para Australia

Estimación MCO: periodo 1985:1-2019:2			
$\Delta U_t = 0,026 - 0,119 \Delta Y_t$ (1,01) (-3,54)			
$R^2 = 0,085$ $DW = 1,19$ $-\hat{\alpha} / \hat{\beta} = 0,218$			
Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $ t - ratio > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG (1) = 22,27	χ^2 (1) = 3,84	ARCH (1) = 10,93	χ^2 (1) = 3,84
LMBG (4) = 28,62	χ^2 (4) = 9,49	ARCH (4) = 14,25	χ^2 (4) = 9,48
Contraste Jarque Bera = 29,18		χ^2 (2) = 5,99	
Contraste de razón de verosimilitudes de Quandt para cambio estructural El valor máximo de F (2, 133) = 6,36062 corresponde a la observación 1992:4 Valor p asintótico = 0,0306786 para Chi-cuadrado (2) = 12,7212			

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La Y se corresponde con PIBAU y la U es TDAU (ver Tabla 5.1)

Analizando los resultados obtenidos de la estimación de los modelos para los tres países considerados se puede extraer las siguientes conclusiones:

- Los tres modelos estáticos estimados no superan la etapa de chequeo debido a que los residuos no se comportan como un ruido blanco.

- En concreto, en el caso de Estados Unidos y Australia el modelo estático presenta problemas de autocorrelación, de heterocedasticidad, así como de normalidad. Como se puede observar, para todos los valores obtenidos se rechaza la hipótesis nula (de ausencia de correlación serial, de ausencia de efecto ARCH y normalidad) al 5% de nivel de significatividad, puesto que los valores de los estadísticos se sitúan por encima de sus correspondientes valores críticos.
- En el caso de Canadá, aunque el modelo no presenta problemas de autocorrelación, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de efecto ARCH al 5%, indicando la presencia de heterocedasticidad condicionada.
- Finalmente, para completar la etapa de chequeo de los tres modelos estimados, y teniendo en cuenta lo que se ha indicado con anterioridad, se ha realizado el contraste de razón de verosimilitudes de Quandt para cambio estructural. Las fechas de los cambios estructurales identificados varían para cada uno de los países analizados. Los resultados de este contraste para cada uno de los países aparecen recogidos en la última parte de las Tablas 6.1, 6.2 y 6.3.
- De acuerdo a los resultados recogidos en las diferentes tablas, los valores obtenidos del estadístico rechazan la hipótesis nula al 5%, indicando así la existencia de un cambio estructural, que se tendrá en cuenta en la siguiente etapa del análisis.

A la vista de estos resultados, se ha decidido, en primer lugar, volver a especificar los tres modelos con el objetivo de solucionar los problemas de autocorrelación, heterocedasticidad y cambio estructural. Una de las posibles soluciones al problema de autocorrelación cuando se trabaja con datos de series temporales es dinamizar el modelo, introduciendo retardos tanto de la variable endógena como de la explicativa. Es decir, se trata de especificar un Modelo Autorregresivo con Retardos Distribuidos, ARDL (p,q). La versión dinámica de la Ley de Okun en diferencias presenta la siguiente expresión:

$$\Delta TD_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p_1} \alpha_i TD_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \beta_i \Delta PIB_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

La estimación del modelo ARDL (p,q) requiere, primero determinar los valores óptimos de retardos (p,q). Estos valores, por un lado, deben ser lo suficientemente altos para garantizar que las perturbaciones del modelo se comporten como un ruido blanco. Pero, por otro lado, hay que tener en cuenta que en muchas ocasiones valores altos de p y q no

son suficientes para solucionar los problemas y habrá que buscar otras soluciones como por ejemplo la presencia de cambio estructural, observaciones atípicas, etc.

En consecuencia, la correcta especificación del modelo se obtendrá según la siguiente estrategia. En primer lugar, los valores de (p,q) se determinan mediante la utilización de diferentes criterios tales como el Criterio Informativo de Akaike (AIC) y el criterio de Schwartz (BIC)⁴, entre otros. El mejor modelo es aquel que minimiza uno de estos criterios. En segundo lugar, se verifica si el modelo seleccionado supera la etapa de chequeo. En caso de que el modelo dinámico seleccionado aun presente problemas, se procede a su solución mediante la introducción de cambio estructural y/o variables ficticias para tener en cuenta la presencia de observaciones atípicas.

6.1.1 ESTADOS UNIDOS

Los resultados obtenidos para la selección del modelo ARDL en el caso de Estados Unidos aparecen recogidos en la Tabla 6.4. Considerando valores máximos de p y q iguales a 4 (teniendo en cuenta que se tratan de datos trimestrales), se observa que mientras el criterio de Akaike se minimiza para $p = 4$ y $q = 3$, el BIC alcanza su valor mínimo para $p = q = 1$. Sin embargo, si se basa la selección de modelos en base a los contrastes de autocorrelación, cabe destacar que la primera combinación de valores de p y q a partir de la cual el modelo no presenta problemas de autocorrelación al 5% de nivel de significación es el modelo ARDL (2,1). En consecuencia, se ha decidido estimar dicho modelo y analizar si sus residuos se comportan como un ruido blanco.

Tabla 6.4 Selección del modelo ARDL (p,q) para el caso de EEUU

P	Q	AIC	SC	BG1	p1	BG4	p4
1	0	-98,14	-89,32	12,20	0,00	4,51	0,00
2	0	-97,67	-85,90	10,65	0,00	4,05	0,00
3	0	-94,34	-79,64	9,10	0,00	4,44	0,00
4	0	-94,86	-77,21	10,06	0,00	4,05	0,00
1	1	-105,33	-93,56	5,10	0,03	3,45	0,01
2	1	-106,46	-91,75	0,56	0,46	2,55	0,04
3	1	-102,86	-85,21	0,09	0,76	2,44	0,05
4	1	-102,71	-82,12	0,80	0,37	2,93	0,02
1	2	-102,84	-88,13	2,30	0,13	3,31	0,01
2	2	-104,76	-87,11	0,01	0,94	2,44	0,05
3	2	-101,24	-80,65	10,93	0,00	2,77	0,03

⁴ Una descripción detallada de estos criterios se puede encontrar en Lütkepohl (1985).

4	2	-101,09	-77,56	0,01	0,93	3,07	0,02
1	3	-100,75	-83,10	7,14	0,01	2,73	0,03
2	3	-105,96	-85,37	2,09	0,15	0,99	0,42
3	3	-105,42	-81,89	0,01	0,94	0,50	0,74
4	3	-106,62	-80,15	0,65	0,42	2,49	0,05
1	4	-98,40	-77,81	7,01	0,01	2,95	0,02
2	4	-103,23	-79,70	2,97	0,09	1,32	0,27
3	4	-103,32	-76,84	0,41	0,52	0,40	0,81
4	4	-104,82	-75,40	0,52	0,47	2,68	0,04

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl (en el Anexo 3 se presenta el programa utilizado para elaborar los resultados)

Los diferentes contrastes de chequeo realizados sobre el modelo ARDL (2,1) estimado, indican que aún hay problemas debido a la presencia de efecto ARCH y no normalidad de los residuos. Un análisis más detallado de los residuos del modelo ha revelado la presencia de varios puntos atípicos así como un posible cambio estructural en los parámetros del modelo a partir de 2010:1. Tras varias especificaciones, finalmente se ha decidido incluir tres variables ficticias tipo impulso, ID2001_4, ID2009_1 e ID2011_1, para corregir la existencia de tres observaciones atípicas, que toman el valor 1 únicamente para las observaciones 2001:4, 2009:1 y 2011_1, respectivamente, y cero en el resto de los casos. Asimismo, el cambio estructural a partir de 2010:1 afecta únicamente el término independiente, es decir se ha incluido una ficticia de cambio de nivel que toma el valor 1 para el periodo 2010:1-2019:2 y cero en el resto de los casos.

Tabla 6.5 Resultados de la estimación MCO del modelo ARDL (2,1) para el caso de Estados Unidos

Estimación MCO: periodo 1985:1-2019:2			
$\Delta U_t = 0,109 - 0,1674 \Delta Y_t - 0,078 \Delta Y_{t-1} + 0,29 \Delta U_{t-1} + 0,115 \Delta U_{t-2}$ <p style="text-align: center;"> <small>(5,20) (-3,54) (-2,77) (3,87) (1,81)</small> </p> $- 0,104 DS2010 + 0,36 ID2001 + 0,54 ID2009 - 0,51 ID2011$ <p style="text-align: center;"> <small>(-3,60) (2,55) (3,50) (-3,60)</small> </p>			
$R^2 = 0,76$			
Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $ t\text{-ratio} > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG (1) = 0,992	χ^2 (1) = 3,84	ARCH (1) = 0,43	χ^2 (1) = 3,84
LMBG (4) = 4,89	χ^2 (4) = 9,49	ARCH (4) = 2,39	χ^2 (4) = 9,48
Contraste Jarque Bera = 2,01		χ^2 (2) = 5,99	
Contraste de razón de verosimilitudes de Quandt para cambio estructural El valor máximo de F (2, 133) = 6,36062 corresponde a la observación 1992:4 Valor p asintótico = 0,0306786 para Chi-cuadrado (2) = 12,7212			

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La Y se corresponde con PIBUS y la U es TDUS (ver Tabla 5.1)

6.1.2 CANADÁ

En el caso de Canadá, los resultados obtenidos de la selección del modelo ARDL se recogen en la Tabla 6.6. Como se puede observar ambos criterios (AIC y BIC) coinciden en seleccionar el modelo ARDL (1,1) y que a su vez no presenta problemas de autocorrelación al 5% de nivel de significación. Además, todos los modelos dinámicos con valores de $q = 0$ presentan problemas de autocorrelación. No obstante, en el modelo ARDL (1,1) estimado ha sido preciso introducir varias variables ficticias de tipo impulso para corregir los problemas de heterocedasticidad y no normalidad consecuencia de la presencia de algunas observaciones atípicas.

Tabla 6.6 Selección del modelo ARDL (p,q) para el caso de Canadá

P	Q	AIC	SC	BG1	p1	BG4	p4
1	0	-17,726	-8,9008	16,944	6,74E-05	5,4564	0,00043215
2	0	-16,301	-4,5342	17,112	6,28E-05	5,1115	0,0007495
3	0	-14,007	0,70135	15,455	0,00013761	4,5081	0,0019526
4	0	-15,418	2,2317	13,451	0,00035975	4,361	0,0024784
1	1	-34,652	-22,886	0,78204	0,37814	0,3907	0,815
2	1	-32,132	-17,423	0,28392	0,59506	0,37289	0,82761
3	1	-30,018	-12,368	0,029848	0,86311	0,28327	0,88836
4	1	-28,935	-8,3434	0,33763	0,56224	0,24617	0,9115
1	2	-32,671	-17,963	0,17894	0,67299	0,19394	0,94118
2	2	-30,671	-13,022	0,33295	0,56494	0,50353	0,73319
3	2	-28,35	-7,7585	1,2581	0,26414	0,48469	0,74694
4	2	-27,183	-3,6498	0,17996	0,67214	0,16101	0,95763
1	3	-30,335	-12,685	1,5353	0,21761	0,66925	0,61452
2	3	-28,335	-7,7436	1,986	0,16122	0,72371	0,57735
3	3	-26,355	-2,8223	2,0975	0,15005	0,68693	0,60234
4	3	-25,278	1,1964	0,052036	0,81994	0,10335	0,98114
1	4	-29,085	-8,4935	0,73112	0,39416	0,36216	0,83513
2	4	-27,091	-3,558	0,88681	0,34818	0,54827	0,70062
3	4	-25,148	1,3265	0,66791	0,41536	1,8107	0,13117
4	4	-23,296	6,1209	0,065833	0,79794	1,1275	0,3469

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl (en el Anexo 3 se presenta el programa utilizado para elaborar los resultados)

Finalmente, para conseguir una mejor especificación del modelo estimado se ha procedido a eliminar aquellos coeficientes que no resultan estadísticamente significativos al 5% para evitar errores de especificación como consecuencia de la introducción de variables irrelevantes. La estimación finalmente obtenida, así como los diferentes contrastes de chequeo, se recoge en la Tabla 6.7.

Tabla 6.7 Resultados de la estimación MCO del modelo ARDL (1,1) para el caso de Canadá

Estimación MCO: periodo 1985:1-2019:2			
$\Delta U_t = 0,04 - 0,131 \Delta Y_t - 0,131 \Delta Y_{t-1} + 0,162 \Delta U_{t-1}$ <p style="text-align: center;"> <small>(2,11) (-4,46) (-4,14) (2,19)</small> </p> $-0,59 ID1993_1 + 0,70 ID1993_2 + 0,626 ID2009$ <p style="text-align: center;"> <small>(-3,07) (3,59) (3,04)</small> </p>			
$R^2 = 0,57$			
Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $ t - ratio > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG (1) = 0,106	χ^2 (1) = 3,84	ARCH (1) = 4,16	χ^2 (1) = 3,84
LMBG (4) = 2,87	χ^2 (4) = 9,49	ARCH (4) = 6,58	χ^2 (4) = 9,48
Contraste Jarque Bera = 2,71		χ^2 (2) = 5,99	

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La Y se corresponde con PIBCA y la U es TDCA (ver Tabla 5.1)

6.1.3 AUSTRALIA

Los resultados obtenidos de la selección del modelo ARDL para el caso de Australia se recogen en la Tabla 6.8. Al igual que Estados Unidos, en este caso se pueden seleccionar dos modelos ARDL dependiendo del criterio utilizado. Atendiendo a los criterios de información AIC y BIC, el mejor modelo sería el ARDL (2,2). Sin embargo, basándose en el criterio de ausencia de autocorrelación, el modelo ARDL (2,1) sería adecuado. A continuación, se estiman ambos modelos y en base a la bondad de ajuste y los contrastes de validación se elige el mejor entre los dos. Resulta que ambos modelos presenta problemas de no normalidad y la presencia de efecto ARCH. Para corregir tales problemas ha sido necesaria la introducción de variables ficticias que recojan la presencia de observaciones atípicas.

Tabla 6.8 Selección del modelo ARDL (p,q) para el caso de EEUU

P	Q	AIC	SC	BG1	p1	BG4	p4
1	0	-26,716	-17,892	20,9620	0,0000	8,7122	0,0000
2	0	-32,374	-20,607	5,4521	0,0211	4,1500	0,0034
3	0	-32,033	-17,324	12,7160	0,0005	3,7565	0,0064
4	0	-30,305	-12,655	10,9330	0,0012	6,0318	0,0002
1	1	-41,589	-29,822	15,3350	0,0001	4,1673	0,0033
2	1	-47,884	-33,176	1,5299	0,2184	1,2321	0,3006
3	1	-46,83	-29,181	3,8322	0,0525	1,2143	0,3082
4	1	-44,285	-23,693	3,1734	0,0773	1,6636	0,1628

1	2	-44,26	-29,552	10,4870	0,0015	2,9967	0,0211
2	2	-51,261	-33,611	0,0047	0,9455	0,5850	0,6741
3	2	-49,017	-28,426	1,3732	0,2435	0,4482	0,7735
4	2	-46,66	-23,126	0,5715	0,4511	1,0949	0,3622
1	3	-45,373	-27,723	4,5724	0,0344	2,0014	0,0984
2	3	-49,767	-29,175	0,7328	0,3936	0,3286	0,8583
3	3	-48,625	-25,092	0,1181	0,7317	0,1619	0,9572
4	3	-46,4	-19,925	0,1381	0,7108	0,3748	0,8262
1	4	-43,141	-22,55	3,2728	0,0728	1,6053	0,1772
2	4	-46,864	-23,331	1,5081	0,2218	0,5557	0,6952
3	4	-45,893	-19,418	0,0198	0,8884	0,2524	0,9077
4	4	-44,513	-15,097	1,0245	0,3135	0,6210	0,6484

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl (en el Anexo 3 se presenta el programa utilizado para elaborar los resultados)

Aunque los modelos ARDL (2,2) y ARDL (2,1) con las variables ficticias están correctamente especificados, finalmente se ha decidido optar por el modelo ARDL (2,1) dado que presenta mejor poder explicativo (R^2 ajustado más elevado) y además todos sus parámetros estimados resultan estadísticamente significativos al 5%. La estimación finalmente obtenida, así como, los diferentes contrastes de chequeo se recoge en la Tabla 6.9.

Tabla 6.9 Resultados de la estimación MCO del modelo ARDL (2,1) para el caso de Australia

Estimación MCO: periodo 1986:1-2019:2			
$\Delta U_t = 0,098 - 0,072 \Delta Y_t - 0,113 \Delta Y_{t-1} + 0,23 \Delta U_{t-1} + 0,19 \Delta U_{t-2}$			
$-0,78ID1988 + 0,655 ID2009$			
$R^2 = 0,57$			
Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $ t - ratio > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG (1) = 0,006	$\chi^2 (1) = 3,84$	ARCH (1) = 0,19	$\chi^2 (1) = 3,84$
LMBG (4) = 1,63	$\chi^2 (4) = 9,49$	ARCH (4) = 2,55	$\chi^2 (4) = 9,48$
Contraste Jarque Bera = 0,163		$\chi^2 (2) = 5,99$	

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La Y se corresponde con PIBAU y la U es TDAU (ver Tabla 5.1)

6.2 INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS DEL MODELO EN DIFERENCIAS

Este apartado se va a centrar en la interpretación de los resultados obtenidos. Para ello, hay que calcular el coeficiente de Okun para cada uno de los tres países considerados. Sin embargo, si la relación entre la variable endógena y las variables explicativas es de estructura dinámica, en el análisis del efecto que tienen estas últimas sobre la variable endógena habrá que diferenciar los efectos contemporáneos de los no contemporáneos mediante el uso de los multiplicadores.

El concepto del multiplicador entre la variable endógena y las variables exógenas se utiliza para explicar el cambio que se produce en la variable endógena en un momento determinado ante un cambio en el valor de una variable exógena. En el contexto de los modelos dinámicos habrá que diferenciar entre los siguientes multiplicadores:

- Multiplicador de impacto o multiplicador contemporáneo.
- Multiplicador una vez transcurridos j periodos tras haberse producido el cambio.
- Multiplicador total.

Dado el siguiente modelo dinámico ARDL (p,q):

$$Y_t = \mu + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_r Y_{t-r} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_s X_{t-s} + U_t \quad (14)$$

Definimos los conceptos de multiplicadores siguientes:

1. **Multiplicador contemporáneo o multiplicador de impacto (m_0)** mide la variación instantánea que se produce en Y_t ante la variación unitaria de X_t . Formalmente, eso se expresa de la siguiente forma:

$$m_0 = \frac{\partial Y_t}{\partial X_t} = \beta_0 \quad (15)$$

2. **El multiplicador tras haber transcurrido j periodos** representa la variación que se produce en Y_t tras haber pasado j periodos de haberse producido el shock en la variable explicativa X_t . Formalmente, se expresa de la siguiente forma:

$$m_j = \frac{\partial Y_t}{\partial X_{t-j}} = \frac{\partial Y_{t+j}}{\partial X_t} \quad (16)$$

Hay que tener en cuenta que $m_j \neq \beta_j$ debido a que hay una dependencia implícita de las variables endógenas retardadas.

3. Multiplicador total o también llamado **multiplicador a largo plazo o de equilibrio** se define como la suma de todos los multiplicadores (contemporáneos y no contemporáneos):

$$m_r = \sum_{j=0}^{\infty} m_j \quad (17)$$

Representa el efecto a largo plazo o la respuesta a largo plazo.

Es importante destacar que, para que un modelo tenga sentido, el multiplicador total tendrá que ser finito. Por lo tanto, el multiplicador de largo plazo recoge el efecto acumulado en un horizonte infinito en la variable dependiente por un efecto transitorio en la variable explicativa. Los multiplicadores se obtienen a partir de la representación del modelo ARDL (p,q) en un modelo de retardos distribuidos infinito ($DL(\infty)$):

$$A(L)Y_t = B(L)X_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$Y_t = \frac{B(L)}{A(L)}X_t + \frac{1}{A(L)}\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} m_i X_t + \eta_t \quad (19)$$

El gráfico de los multiplicadores m_j se denomina **Funciones Impulso Respuesta (FIR)**. Dicho gráfico representa la respuesta de la variable Y_t ante un shock unitario en t_0 en la variable explicativa X_t . El gráfico de los multiplicadores acumulativos se denomina **Función Impulso-Respuesta acumulativa**.

Un modelo es estable en los dos casos siguientes:

- i) Ante una variación puntual en X_t , la respuesta de Y_t retorna a su valor de equilibrio, es decir las FIR convergen siempre hacia cero.
- ii) Ante una variación permanente en X_t , la respuesta de Y_t evoluciona hacia su nuevo valor de equilibrio finito. Se demuestra que para que un modelo dinámico sea estable las raíces del polinomio $C(L)$ deben estar fuera del círculo unidad, esto es, deben ser en valor absoluto mayor que la unidad.

Dicha condición de estabilidad permite asegurar que al pasar del modelo dinámico ARDL (p,q) al modelo $DL(\infty)$ la suma de coeficientes del polinomio $C(L)$ es finita, es decir, la suma $m_T = \sum_{j=0}^{\infty} m_j$ es convergente. Por tanto, el impacto sobre la variable endógena es finito. Pasado un tiempo se retorna al equilibrio o se tiende hacia un nuevo equilibrio. De hecho, es interesante calcular el **Retardo Mediano** que se define como

el instante en el que se alcanza el 50% del impacto total que se produce en Y_t debido a una variación en X_t :

$$R_{\text{mediano}} = \min \left\{ s \mid \frac{\sum_{j=0}^s m_j}{\sum_{j=0}^{\infty} m_j} \geq 0,5 \right\} \quad (20)$$

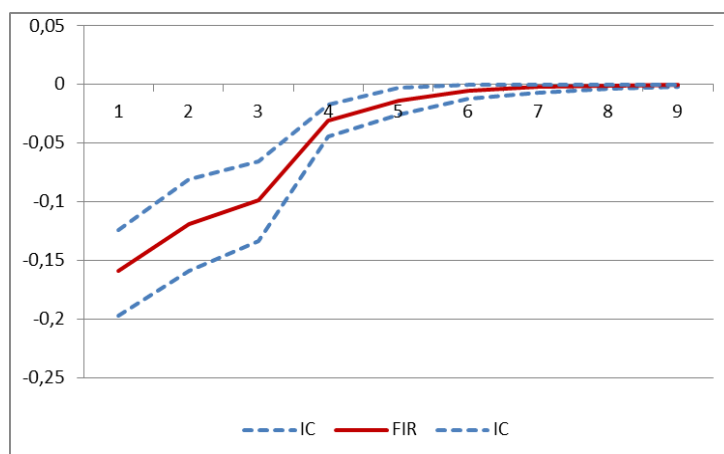
A continuación se han calculado el multiplicador contemporáneo, multiplicador total y el coeficiente de Okun para cada uno de los tres países.

Tabla 6.10 Multiplicador contemporáneo, multiplicador a largo plazo y retardo mediano estimados para cada uno de los países analizados

	Multiplicador contemporáneo Efecto a corto plazo	Multiplicador Total Efecto a largo plazo		Retardo mediano
EEUU	$m_0 = -0,161$ $CO_{cp} = \frac{1}{m_0} = 6,21$	$m_T = -0,436$ $CO_{Lp} = \frac{1}{m_T} = 2,29$	$-\hat{\alpha}/\hat{\beta} = 0,65$	1 trimestre
CANADÁ	$m_0 = -0,131$ $CO_{cp} = \frac{1}{m_0} = 7,62$	$m_T = -0,312$ $CO_{Lp} = \frac{1}{m_T} = 3,20$	$-\hat{\alpha}/\hat{\beta} = 0,31$	1 trimestre
AUSTRALIA	$m_0 = -0,0726$ $CO_{cp} = \frac{1}{m_0} = 13,77$	$m_T = -0,451$ $CO_{Lp} = \frac{1}{m_T} = 2,22$	$-\hat{\alpha}/\hat{\beta} = 1,36$	2 trimestres

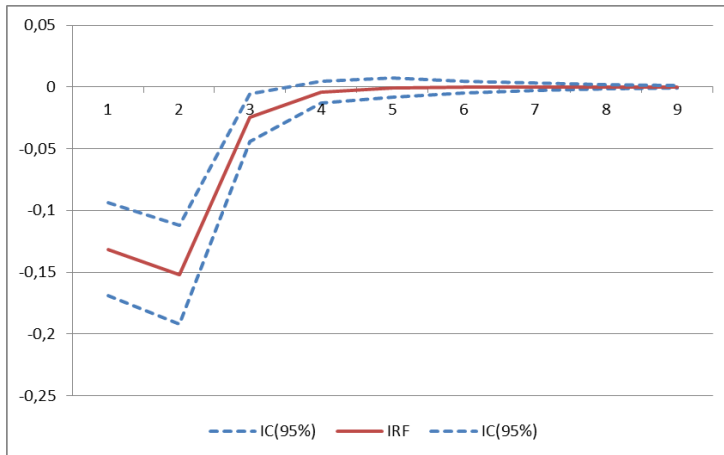
Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Figura 6.1 Funciones Impulso-Respuesta: Respuesta del desempleo ante un shock en un 1% en el crecimiento en el caso de Estados Unidos.



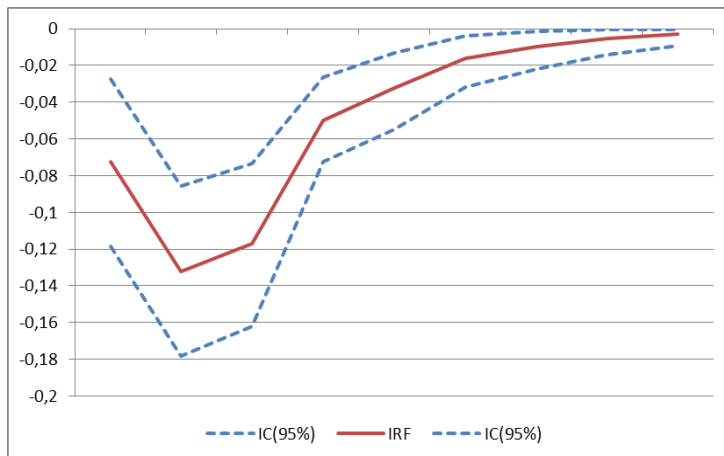
Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Figura 6.2 Funciones Impulso-Respuesta: Respuesta del desempleo ante un shock en un 1% en el crecimiento en el caso de Canadá



Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Figura 6.3 Funciones Impulso-Respuesta: Respuesta del desempleo ante un shock en un 1% en el crecimiento en el caso de Australia



Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

A partir de los resultados presentados en la Tabla 6.10 se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- El coeficiente de Okun obtenido para cada uno de los países es diferente, lo cual demuestra una cierta inestabilidad en la relación según el país que se analiza.
- Para el caso de EEUU, por cada punto porcentual de crecimiento trimestral de la producción, a corto plazo la tasa de desempleo se reduce en promedio un 0,161%. Mientras, a largo plazo la tasa de paro disminuye en un 0,436% por cada punto porcentual que aumente el crecimiento de la producción. Por otro

lado, la tasa de crecimiento de la producción que mantiene inalterada la tasa de paro es de 0,65%. Es decir, para conseguir reducir la tasa de desempleo a sus niveles de pleno empleo es necesario una tasa de crecimiento trimestral de 0,65%. En cuanto al valor del coeficiente de Okun, a corto plazo se obtiene un valor de 6,21%, mientras que a largo plazo toma un valor de 2,29%. Por lo tanto, el crecimiento de la producción se ve reducido en 6,21% a corto plazo y en 2,29% a largo plazo, por cada punto porcentual adicional de tasa de paro.

- En cuanto a Canadá, los resultados obtenidos indican que la sensibilidad de la tasa de paro ante el PIB es más baja que en el caso de EEUU. A corto plazo, la tasa de paro se ve reducida un 0,131% por cada punto porcentual adicional de crecimiento trimestral de la producción. Por su parte, a largo plazo este valor es de -0,312%. Si calculamos el valor de la tasa de crecimiento porcentual de la actividad productiva que mantiene constante la tasa de desempleo es de 0,31%, menor que en el caso de EEUU. Finalmente, para Canadá el coeficiente de Okun se sitúa en 7,62% a corto plazo y en 3,20% a largo plazo.
- Por último, en el caso de Australia un crecimiento de la producción trimestral en 1% genera una disminución de la tasa de paro de 0,0726%. Mientras, a largo plazo la tasa de paro se ve reducida en 0,451% por cada punto porcentual adicional de crecimiento de la producción. En cuanto al valor de la tasa de crecimiento de la producción necesario para que la tasa de desempleo se mantenga estable, en este caso es de 1,36, siendo el mayor valor de los tres países analizados. Finalmente, llama la atención que Australia presenta el mayor valor del coeficiente de Okun de corto plazo (13,77) y el menor de largo plazo (2,22).

En las Figuras 6.1, 6.2, y 6.3 se representan las respuestas del desempleo durante un período de 9 trimestres ante un shock inesperado y transitorio del 1% en el crecimiento del PIB. A partir de dichas representaciones cabe destacar los siguientes resultados:

- Un shock unitario en el crecimiento económico produce una respuesta negativa y significativa en la variación del desempleo durante al menos los 5 primeros trimestres. En los tres países analizado, las respuestas convergen hacia a cero,

indicando el cumplimiento de la condición de estabilidad (Estacionariedad) de los modelos ARDL estimados.

- El Retardo Mediano, que se define como el instante en el que se alcanza el 50% del impacto total que se produce en el desempleo debido a una variación en el crecimiento económico, se sitúa en un trimestre para el caso de Estados Unidos y Canadá y dos trimestres para el caso de Australia. Es decir, la respuesta del mercado laboral ante el crecimiento económico es más lenta en Australia que en EEUU y Canadá.
- Mientras que en Australia y Canadá la respuesta del desempleo ante un shock inesperado y transitorio en el crecimiento económico alcanza su valor máximo en el segundo trimestre tras haberse producido el shock, en el caso de Estados Unidos el valor máximo se alcanza de forma inmediata. Dicho valor máximo se sitúa en torno al 0,15, lo cual significa que un aumento de un punto porcentual en el crecimiento llevaría a una disminución del desempleo, a corto plazo en un 0,15%.

7 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN EN BRECHAS

El objetivo de este último apartado es la estimación de la versión en *brechas* de la Ley de Okun para los tres países, Australia, Canadá y Estados Unidos. La versión en brechas relaciona la tasa de paro con la brecha relativa existente entre la producción potencial y la producción observada, y cuya expresión es la siguiente:

$$U_t = \alpha_2 + \beta_2 \left(\frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \right) + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \alpha_2 \text{ y } \beta_2 > 0 \quad (4)$$

Donde:

- U_t es la tasa de paro en el instante t expresada en puntos porcentuales.
- Y_t^p es producto potencial⁵ e Y_t es el producto real observado.
- ε_t es la perturbación aleatoria del modelo econométrico y, de forma análoga al caso del modelo en diferencias (ecuación 2), debería comportarse como un

⁵Okun (1962) define la producción potencial como la producción máxima compatible con la estabilidad en los precios. A principios de los 60, existía un acuerdo casi unánime entre los economistas de que la producción potencial se alcanzaba cuando la tasa de desempleo se situaba en torno al 4%.

ruido blanco, es decir idéntica, independiente, esperanza cero y distribución normal.

- α_2 y β_2 son los parámetros de posición del modelo econométrico a estimar. El término constante α_2 mide la tasa de paro para un crecimiento nulo (tasa de paro natural) y β_2 es la pendiente del modelo que mide cuánto varía la tasa de desempleo ante una variación en 1% de la brecha del producto.

Para estimar los parámetros de esta especificación es preciso elaborar, previamente, la medida de la brecha. Para ello, Okun supuso que las producciones potenciales y observadas coincidían cuando la tasa de paro observada se encontraba cerca del 4% y que la producción potencial crecía a una tasa constante. Si la ecuación (4) representa correctamente la relación entre las tres variables, la tasa de paro de pleno empleo U_t^P es constante e igual a α_2 , sustituyendo en dicha ecuación obtenemos que la desviación de la tasa de desempleo respecto a su valor de pleno empleo es una proporción de la brecha relativa, quedando el modelo expresado de la siguiente forma:

$$U_t - U_t^p = \beta_2 \left(\frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \right) \quad (5)$$

De acuerdo con la ecuación dada en (5) si $U_t = U_t^p \Rightarrow Y_t^p = Y_t$, sin embargo, si la tasa de desempleo se sitúa por encima de su valor “objetivo”, la producción caerá por debajo de su nivel potencial. Como en el caso anterior, el coeficiente de Okun (λ_2) se estima a partir de la inversa de la estimación $\hat{\beta}_2$. Según esta formulación, el coeficiente de Okun indica en cuánto se aleja el producto de su nivel potencial cuando la tasa de paro se sitúa por encima de su nivel natural.

7.1 OBTENCIÓN DE LAS VARIABLES

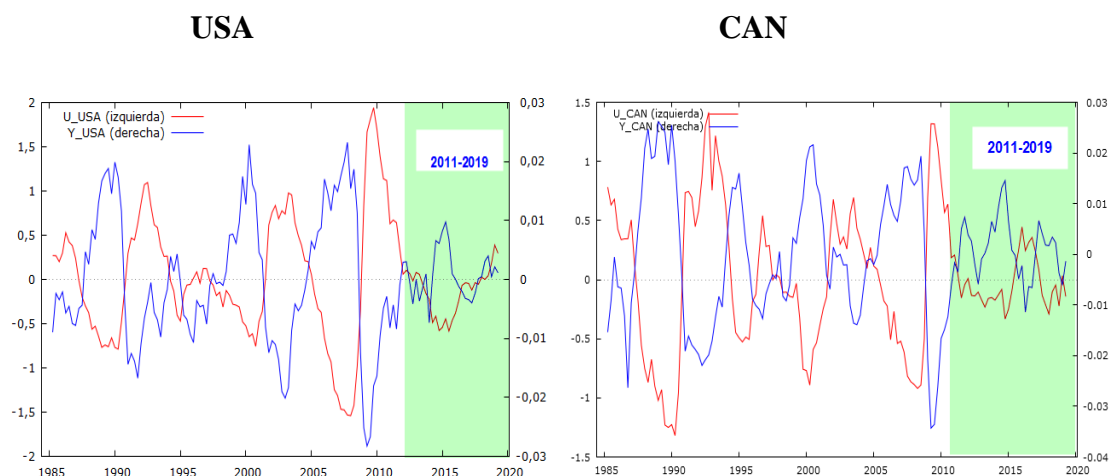
Para la aplicación empírica de la versión en brechas de la Ley de Okun, es necesario obtener los datos relativos al PIB potencial de los tres países, y el nivel de desempleo asociado al mismo, es decir la tasa natural de desempleo. En este sentido, la literatura actual propone una gran amplitud de metodologías que conducen en muchos casos a resultados diferentes, debido principalmente a las diferencias en cuanto a intervalos de las series, pues no es lo mismo analizar datos mensuales, trimestrales o anuales. Uno de estos métodos propuestos, y que de hecho es el más utilizado en la Ley de Okun para la

medición del nivel potencial de la producción, es el filtro de Hodrick-Prescott (HP) (1997).

El filtro HP es un método que sirve para obtener una estimación alisada del componente de largo plazo (tendencia) de las series económicas. Se trata de un filtro lineal de paso bajo, simétrico, que computa la serie suavizada minimizando la variación de dicha serie alrededor de la serie original, pero penalizando la excesiva concavidad del componente suavizado, esto es, su segunda derivada. El parámetro de alisamiento (λ) controla la suavidad de la serie. Así, por ejemplo, si λ tiende a cero el componente suavizado es la propia serie, mientras que si λ tiende a infinito el componente suavizado converge hacia una tendencia lineal. Una vez calculada la tendencia, el componente cíclico no es más que la diferencia entre la serie original (ajustada de estacionalidad) y dicha tendencia⁶.

A partir de la aplicación del filtro de HP se han obtenido las brechas del desempleo y del PIB de cada uno de los tres países analizados. En el siguiente gráfico se muestra la evolución de los componentes cíclicos del PIB y la tasa de desempleo de cada país.

Figura 7.1 Evolución cíclica de la producción y el desempleo: brecha de producción y distancia del desempleo respecto a su nivel estructural (desviaciones porcentuales respecto de la tendencia)

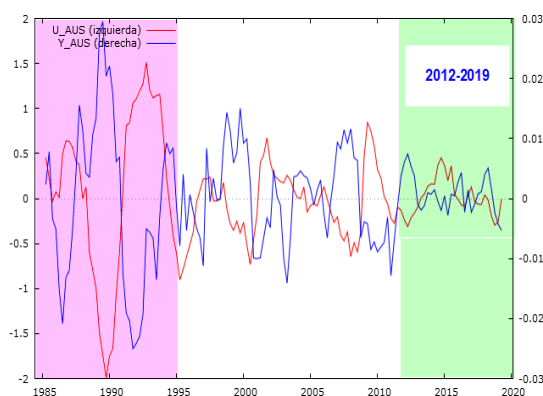


⁶En términos matemáticos, la tendencia obtenida con el filtro HP (y_t^{HP}) a partir de una serie temporal y_t de longitud T es aquella que resuelve el siguiente problema de optimización:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^{HP})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((y_{t+1}^{HP} - y_t^{HP}) - (y_t^{HP} - y_{t-1}^{HP}))^2$$

Estableciendo que λ es una constante conocida como el parámetro de suavización, cuya función en la minimización es penalizar la suma de las diferencias del componente permanente, entre menor sea el valor de este parámetro, el componente puede fluctuar más, y entre mayor sea, más se penalizan las fluctuaciones de la tendencia. En este trabajo se ha utilizado λ , los valores estándar recomendados en los trabajos empíricos (1600 para datos trimestrales).

AUS



Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

A partir de la Figura 7.1 se pueden extraer una serie de observaciones importantes:

- i) En términos generales, se observa una clara relación negativa entre la brecha de la producción y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural. De esta forma, períodos de expansión, expresados como desviaciones positivas de la producción respecto a su tendencia, suelen llevar asociados disminuciones del nivel de la tasa de paro; mientras que durante períodos recesivos ocurre el efecto contrario.
- ii) Observando la evolución de las variables, se aprecia la existencia de distintos periodos en los patrones cíclicos en la producción y el desempleo. En el caso de los tres países el comportamiento de ambas variables a partir del año 2011 (periodo post-crisis) es diferente al resto del periodo. En el caso de Australia se observa la existencia de tres periodos diferentes (1985-1995, 1996-2011, y 2012-2018) en la evolución de las variables. Este comportamiento será tenido en cuenta a la hora de la especificación de los modelos.

7.2 ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS

Al igual que en el caso del modelo en primeras diferencias, para obtener la correcta especificación del modelo en brechas se estima por MCO el modelo (ecuación 4) y se verifica si los residuos se comportan como un ruido blanco aplicando una batería de contrastes. En caso que dicho modelo presente problemas, se pasa a la especificación dinámica de la versión en brechas.

En los tres países analizados, la versión estática del modelo en brechas presenta problemas de autocorrelación y en consecuencia, ha sido necesaria la especificación dinámica del modelo a partir de un modelo ARDL (p,q). Para ello, primero se deben seleccionar los órdenes de los retardos p y q utilizando los criterios de información AIC y BIC. En segundo lugar, se analiza si es necesaria la introducción de variables ficticias para recoger la existencia de un cambio estructural y/o observaciones atípicas. En las Tablas 7.1, 7.2 y 7.3 se detalla la especificación del modelo dinámico seleccionado para cada uno de los países.

En el caso de Estados Unidos la mejor especificación ha sido el modelo ARDL (2,1) con la introducción de dos variables ficticias para corregir dos observaciones atípicas en 2009:1 y 2011:1. El contraste QLR no indica la presencia de cambio estructural en ninguna observación a lo largo del periodo analizado. Además se ha realizado el contraste de Chow en torno al periodo 2011-2012 y en todos los caso la hipótesis nula de permanencia estructural no ha sido rechazada al 5% de nivel de significación. Los resultados finalmente obtenidos de la estimación del modelo para el caso de Estados Unidos se muestran en la Tabla 7.1.

Tabla 7.1 Resultados de la estimación MCO del modelo ARDL (2,1) para el caso de Estados Unidos

Estimación MCO: periodo 1985:1-2019:2			
$UP_t = -0,176 YP_t + 0,074 YP_{t-1} + 1,17 UP_{t-1} - 0,339 U_{t-2}$ <p style="text-align: center;"> (-7,07) (2,47) (15,71) (-5,68) </p> $0,55 ID2009 - 0,33 ID2011$ <p style="text-align: center;"> (3,98) (-3,14) </p>			
$R^2 = 0,96$			
Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $ t - ratio > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG (1) = 3,06	χ^2 (1) = 3,84	ARCH (1) = 1,51	χ^2 (1) = 3,84
LMBG (4) = 6,60	χ^2 (4) = 9,49	ARCH (4) = 2,75	χ^2 (4) = 9,48
Contraste Jarque Bera = 3,63		χ^2 (2) = 5,99	
Contraste de razón de verosimilitudes de Quandt para cambio estructural			
El valor máximo de F (5, 124) = 2.73046 corresponde a la observación 2009:3			
Valor p asintótico = 0.212937 para Chi-cuadrado (5) = 13.652			

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La YP se corresponde con CPIBUS y la UP es CTDUS (ver Tabla 5.1)

Utilizando los criterios de selección AIC y BIC, el modelo ARDL (1,0) es el seleccionado en el caso de Canadá. Sobre el modelo seleccionado se han realizado diferentes contrastes de validación. En concreto, el contraste QLR no indica la presencia de cambio estructural a lo largo del periodo analizado. Asimismo, el valor del estadístico de Chow en 2011:1 no rechaza la hipótesis nula al 5% de nivel de significación. A la vista de estos resultados, se ha decidido no estimar el modelo considerando las dos sub-muestras que parecen existir en el análisis gráfico. El modelo ARDL (1,0) estimado para todo el periodo completo presenta problemas de autocorrelación, que se han podido solucionar estimando un modelo ARDL (2,0). Finalmente, la introducción de dos variables ficticias ID2009 e ID1993 ha sido necesaria para garantizar que los residuos de dicho modelo se comportan como un ruido blanco. La Tabla 7.2 recoge los resultados de la estimación del modelo especificado.

Tabla 7.2 Resultados de la estimación MCO del modelo ARDL (2,0) para el caso de Canadá

Estimación MCO: periodo 1986:1-2019:2			
$UP_t = -0,162 YP_t + 0,81 UP_{t-1} - 0,21 UP_{t-2} + 0,69 ID1993 + 0,57 ID2009$ <p style="text-align: center;"> (-8,12) (10,36) (-3,19) (3,14) (3,31) </p>			
$R^2 = 0,92$			
Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $ t - ratio > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG (1) = 0,56	$\chi^2 (1) = 3,84$	ARCH (1) = 0,002	$\chi^2 (1) = 3,84$
LMBG (4) = 4,06	$\chi^2 (4) = 9,49$	ARCH (4) = 1,13	$\chi^2 (4) = 9,48$
Contraste Jarque Bera = 0,163		$\chi^2 (2) = 5,99$	
Contraste de razón de verosimilitudes de Quandt para cambio estructural			
El valor máximo de F (4, 126) = 1,52 corresponde a la observación 2009:3			
Valor p asintótico = 0,82 para Chi-cuadrado (4) = 6,11			

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La YP se corresponde con C PIBCA y la UP es CTDCA (ver Tabla 5.1)

Por último, para el caso de Australia el modelo dinámico seleccionado basado en los criterios AIC y BIC ha sido el ARDL (3,1). Sin embargo, dicho modelo presenta problemas de efecto ARCH y cambio estructural. En efecto, un examen más detallado de los residuos muestra la posible presencia de cambios estructurales en su evolución a lo largo del periodo considerado. Tal y como se ha indicado en el apartado de la descripción de las variables, las fechas de los cambios se sitúan en torno a los dos

periodos comentados previamente: 1995 y 2011. Para comprobar la estabilidad de los parámetros se ha realizado el Contraste de Razón de Verosimilitud de Quant. Los resultados de dicho contraste indican la presencia de cambio estructural únicamente en 1995:4. En consecuencia, se ha decidido realizar los análisis considerando dos sub-periodos; el primero cubre el periodo 1985:1-1995:4 y el segundo va desde 1996:1-2019:2. En cada uno de los periodos se ha vuelto a identificar los modelos ARDL más adecuados. A partir de los criterios de información AIC y BIC, se ha seleccionado un modelo ARDL (3,0) para el periodo 1985:1-1995:4 y un modelo ARDL (3,3) para el periodo 1996:1-2019:2. Además, mencionar que en ambos periodos para conseguir la correcta especificación de los modelos ha sido necesaria la introducción de variables ficticias para corregir dos observaciones atípicas en los periodos 1988:3 y 2009:1 (ID1988 que toma valor 1 en la observación 1988:3 e ID2009 que toma valor 1 en la observación 2009:1). En la Tabla 7.3 se presentan los resultados de la estimación de los modelos en cada uno de los dos sub-periodos, así como los diferentes contrastes de validación.

Tabla 7.3 Resultado de la estimación del modelo en brecha para el caso de Australia

Estimación MCO: periodo 1986:1-1995:4		Modelo ARDL (3,0)	
$UP_t = -0,085 YP_t - 0,10 YP_{t-1} + 0,142 YP_{t-2} - 0,06 YP_{t-3}$ $+ 1,01 UP_{t-1} - 0,07 UP_{t-2} - 0,29 UP_{t-3} - 0,58 ID1988$			
$R^2 = 0,97$			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG(1) = 0,48	$\chi^2(1) = 3,84$	ARCH(1) = 1,06	$\chi^2(1) = 3,84$
LMBG(4) = 3,04	$\chi^2(4) = 9,49$	ARCH(4) = 6,36	$\chi^2(4) = 9,49$
Contraste Jarque Bera = 0,067		$X^2(2) = 5,99$	
Estimación MCO: periodo 1996:1-2019:2		Modelo ARDL (3,3)	
$UP_t = -0,065 YP_t - 0,013 YP_{t-1} - 0,089 YP_{t-2} + 0,071 YP_{t-3}$ $+ 0,83 UP_{t-1} + 0,046 UP_{t-2} - 0,21 UP_{t-3} - 0,37 ID2000 + 0,67 ID2009$			
$R^2 = 0,85$			
CHEQUEO DEL MODELO			
LMBG(1) = 2,05	$\chi^2(1) = 3,84$	ARCH(1) = 0,098	$\chi^2(1) = 3,84$
LMBG(4) = 2,69	$\chi^2(4) = 9,49$	ARCH(4) = 2,50	$\chi^2(4) = 9,49$
Contraste Jarque Bera = 0,35		$X^2(2) = 5,99$	

Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Nota: La YP se corresponde con CPIBAU y la UP es CTDAU (ver Tabla 5.1)

7.3 INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS DEL MODELO EN BRECHAS

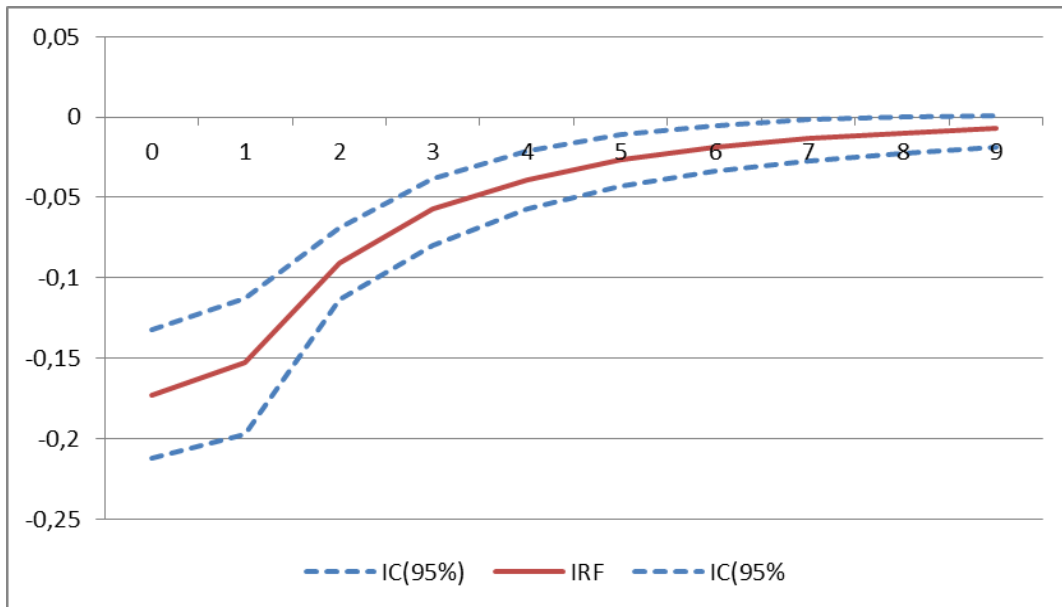
Este último apartado se va a focalizar en la interpretación de los resultados obtenidos en el modelo en brechas. Para ello, al igual que en la versión en diferencias se van a calcular los coeficientes de Okun para cada uno de los tres países considerados. Igualmente, si la relación entre la variable endógena y las variables explicativas es de naturaleza dinámica, en el análisis del efecto que tienen estas últimas sobre la variable endógena habrá que diferenciar entre los efectos contemporáneos y los no contemporáneos mediante el uso de los multiplicadores. Finalmente, se procederá a interpretar el gráfico de los multiplicadores m_j , es decir las Funciones Impulso Respuesta (FIR).

Tabla 7.4 Multiplicador contemporáneo, multiplicador a largo plazo y retardo mediano estimados para cada uno de los países analizados

	Multiplicador contemporáneo Efecto a corto plazo	Multiplicador Total Efecto a largo plazo	Retardo mediano
EEUU	$m_0 = -0,173$ $CO_{cp} = \frac{1}{m_0} = -5,78$	$m_T = -0,62$ $CO_{Lp} = \frac{1}{m_T} = -1,62$	1 trimestre
CANADÁ	$m_0 = -0,162$ $CO_{cp} = \frac{1}{m_0} = -6,17$	$m_T = -0,413$ $CO_{Lp} = \frac{1}{m_T} = -2,42$	1 trimestre
AUSTRALIA Periodo 1985:1:1995:4	$m_0 = -0,085$ $CO_{cp} = \frac{1}{m_0} = -11,76$	$m_T = -0,55$ $CO_{Lp} = \frac{1}{m_T} = -1,82$	1 trimestres
AUSTRALIA Periodo 1996:1- 2019:2	$m_0 = -0,062$ $CO_{cp} = \frac{1}{m_0} = -16,19$	$m_T = -0,27$ $CO_{Lp} = \frac{1}{m_T} = -3,70$	2 trimestres

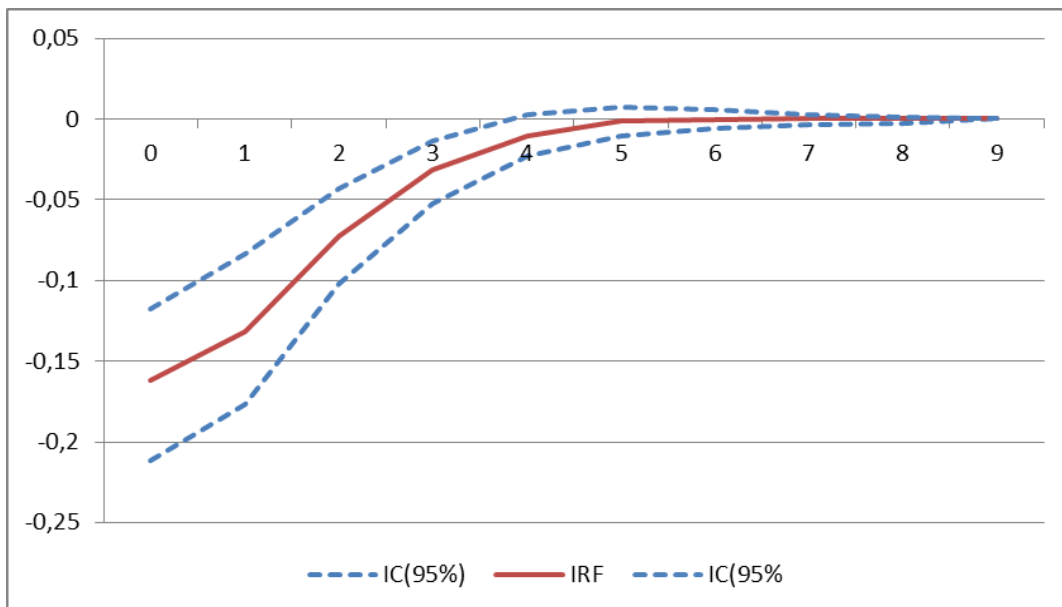
Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Figura 7.2 Función Impulso-Respuesta: Respuesta de la Brecha del desempleo ante un shock en un 1% en el componente cíclico del crecimiento en el caso de Estados Unidos



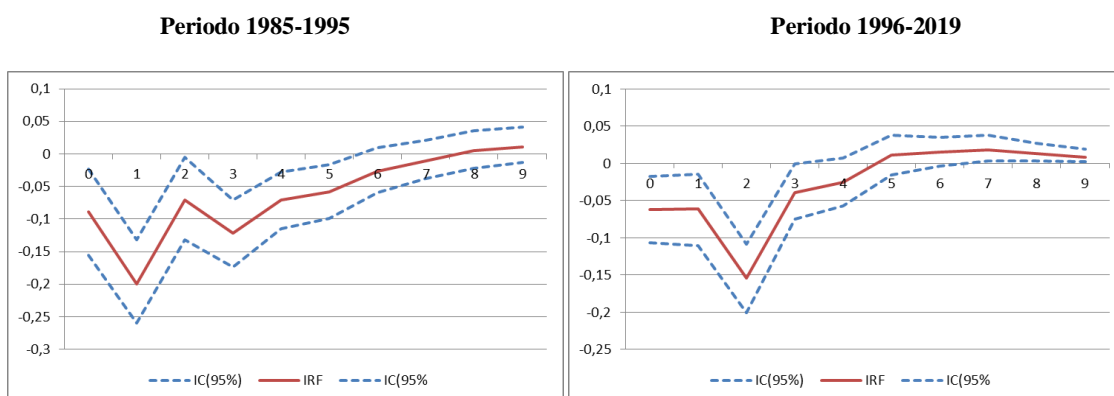
Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Figura 7.3 Función Impulso-Respuesta: Respuesta de la Brecha del desempleo ante un shock en un 1% en el componente cíclico del crecimiento en el caso de Canadá



Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

Figura 7.4 Funciones Impulso-Respuesta: Respuesta de la Brecha del desempleo ante un shock en un 1% en el componente cíclico del crecimiento en el caso de Australia



Fuente: Elaboración propia a partir del programa Gretl

En base a los resultados recogidos en la Tabla 7.4 se pueden extraer las siguientes conclusiones principales:

- En el caso de EEUU, por cada punto porcentual de crecimiento trimestral de la brecha de producto, a corto plazo la tasa de desempleo se reduce un 0,173% en promedio. Mientras, a largo plazo este efecto tiene un valor de 0,62%. Si atendemos a los coeficientes de Okun, a corto plazo se obtiene un valor de 5,78, mientras que a largo plazo el valor de este coeficiente es de 1,62. Es decir, la producción disminuye por debajo de su nivel natural por cada punto porcentual adicional de tasa de desempleo en 5,78 puntos porcentuales a corto plazo y en 1,62 puntos porcentuales a largo plazo. Freeman (2000) estimó la Ley de Okun para EEUU para el periodo 1977-1997, obtuvo un coeficiente de Okun en torno al 2,5, un valor sensiblemente superior al obtenido en el presente trabajo.
- Para Canadá, la estimación del modelo indica que la sensibilidad de la tasa de paro respecto a un cambio en la producción es más baja que en el caso de EEUU (mismo resultado que se había obtenido anteriormente en el modelo en diferencias). Por cada 1% adicional de crecimiento trimestral de la brecha de producto, la tasa de paro a corto plazo se reduce un 0,162%, mientras que a largo plazo la caída de la tasa de paro es de 0,413%. En el caso de Canadá, el coeficiente de Okun de corto plazo es de 6,17, indicando que el incremento de una unidad porcentual en la tasa de desempleo genera una pérdida de producción por debajo de la producción natural de 6,17 puntos porcentuales. Mientras que el

coeficiente de Okun de largo plazo tiene un valor de 2,42. Kwami Adanu (2002) estimó los siguientes coeficientes: 1,58 mediante el filtro de Hodrick Prescott, y 1,32 mediante el método de tendencia cuadrática, valores sensiblemente inferiores a los obtenidos en el presente trabajo.

- Finalmente, tal y como se ha comentado anteriormente, la estimación de Australia se ha llevado a cabo para dos periodos diferentes de tiempo: 1985:1-1995:4 y 1996:1-2019:4. Se puede apreciar que la sensibilidad de la tasa de paro respecto a cambios en el crecimiento de la producción es mayor en el primer periodo que en el segundo. Mientras en el primer periodo el multiplicador contemporáneo es de -0,085 y el multiplicador de largo plazo es -0,55, en el segundo periodo son -0,062 y -0,27 respectivamente. En cuanto a los coeficientes de Okun, se obtienen unos parámetros mayores (en valor absoluto) durante el segundo periodo tanto a corto (11,76 y 16,19) como a largo plazo (1,82 y 3,70).

Una vez presentados los resultados del modelo en brechas, si se comparan con los obtenidos en el modelo en diferencias se pueden obtener las siguientes conclusiones:

- En primer lugar, para los tres países, la tasa de paro presenta a una mayor sensibilidad ante cambios en el crecimiento de la producción en el modelo en brechas que en diferencias. Es decir, los multiplicadores contemporáneos y de largo plazo son mayores en la versión brechas que en la versión en diferencias. Por lo tanto, la caída de la tasa de desempleo ante una unidad porcentual adicional de crecimiento de la producción es mayor en el modelo en brechas que en el modelo en diferencias.
- Tanto en el modelo en diferencias como en el modelo en brechas EEUU es el país con mayor valor de sus multiplicadores y menor valor de los coeficientes de Okun.

En las Figuras 7.2, 7.3 y 7.4 se representan las respuestas del desempleo durante un período de 9 trimestres ante un shock inesperado y transitorio del 1% en el crecimiento del PIB. A partir de dichos gráficos cabe destacar los siguientes resultados:

- Un shock unitario en el crecimiento económico produce una respuesta negativa y significativa en la variación del desempleo como mínimo durante los 5

primeros trimestres. En los tres países analizado, las respuestas convergen hacia a cero, indicando el cumplimiento de la condición de estabilidad (Estacionariedad) de los modelos ARDL estimados.

- El Retardo Mediano que se define como el instante en el que se alcanza el 50% del impacto total que se produce en el desempleo debido a una variación en el crecimiento económico se sitúa en un trimestre para el caso de Estados Unidos, Canadá y Australia durante el periodo 1985:1-1995:4, mientras que es de dos trimestres en el caso de Australia durante el periodo 1996:1-2019:4. Por lo tanto, la respuesta del mercado laboral ante el crecimiento económico es más lenta en Australia durante el segundo periodo que durante el primer periodo. Por su parte, esta respuesta es idéntica en Estados Unidos, Canadá y Australia (1985:1-1995:4).
- Mientras que en Estados Unidos y Canadá la respuesta del desempleo ante un shock inesperado y transitorio en el crecimiento económico alcanza su valor máximo de manera inmediata, en el caso de Australia el valor máximo se tarda en alcanzar un trimestre durante el primer periodo y dos trimestres durante el segundo periodo. Dicho valor máximo se sitúa en torno al 0,15, lo cual significa que un aumento de un punto porcentual en el crecimiento llevaría a una disminución del desempleo, a corto plazo en un 0,15%. De esta forma, se obtiene un valor máximo prácticamente idéntico al obtenido en el modelo en diferencias estimado anteriormente.

8 CONCLUSIONES

A lo largo del presente trabajo, se ha planteado la relación existente entre el crecimiento de la producción y la tasa de desempleo, haciendo uso de la Ley de Okun, en tres países: EEUU, Canadá y Australia. Las implicaciones de esta relación son fundamentales a la hora de tomar decisiones en materia de política económica por parte de los distintos gobiernos de todo el mundo. De hecho, con la coyuntura actual y su más que probable impacto negativo sobre la economía mundial en forma de una nueva crisis económica y financiera, este asunto tomará si cabe una importancia mayor.

Como se ha comentado, y con ánimo lograr el objetivo fundamental del trabajo, se ha estimado la versión en primeras diferencias y la versión en brechas de la Ley de Okun. En este sentido, los resultados obtenidos en ambos modelos son similares para los tres

países considerados en el análisis, si bien, tal y como se ha visto a lo largo del desarrollo del trabajo, la tasa de paro presenta a una mayor sensibilidad ante cambios en el crecimiento de la producción en la versión en brechas que en la versión en primeras diferencias.

A la vista de los resultados, se puede concluir que efectivamente se cumple la Ley de Okun para los tres países objeto de análisis (EEUU, Canadá y Australia), es decir, se verifica la relación empírica, lineal y negativa existente entre la producción de una economía y su tasa de desempleo, y viceversa.

Por todo ello, de acuerdo con las previsibles consecuencias negativas de la crisis del “COVID-19”, más conocida como “crisis del Coronavirus”, sobre el crecimiento de la producción, van a ser fundamentales las políticas que se lleven a cabo por parte de los diferentes gobiernos en materia del mercado laboral (sostenimiento del nivel de empleo), con el objetivo de limitar el impacto negativo de esta crisis sobre la economía mundial y sobre el bienestar de los ciudadanos.

9 BIBLIOGRAFÍA

- ADANU, K. (2002): “A Cross-Province Comparison of Okun’s Coefficient for Canada”. Working Paper EWP 0204, University of Victoria, pp. 1-22.
- BALLESTEROS, J.; NUNEZ, F. y USABIAGA, C. (2012): “La Ley de Okun para las regiones españolas: Distintas aproximaciones econométricas”. Instituto de Estadística y Cartografía de la Junta de Andalucía, Sevilla.
- BELMONETE, A. Y POLO, C. (2004): “Formulaciones de la Ley de Okun y Resultados para España”.
Disponble en: https://dea.uib.es/digitalAssets/123/123249_polo.pdf
- BEWLEY, R.A. (1979): “The direction estimation of the equilibrium response in a linear dynamic model”. Economic Letters, 3, pp. 357-361.
- CHRISTOPOULOS, D. (2004): “The relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions”. Papers in Regional Science 83, pp. 611-620.
- DICKEY, D.A. Y FULLER, W. A. (1979): “Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root”. Journal of the American Statistical Association (74), pp. 427-431.
- EVANS, G. W (1989): “Output and Unemployment Dynamics in the United States: 1950-1985”. Journal of Applied Econometrics, vol. 4, pp. 213-237.
- FMI: <https://www.imf.org/> [Consulta: 20 de Febrero de 2020]
- FREEMAN, D. (2000): “A regional test of Okun’s Law”. International Advances in Economic Research núm. 6, pp. 557–570.
- GODFREY, L.G (1988): “Misspecification tests in econometrics”. Cambridge, United Kingdom; Cambridge ISBN 0-521-26616-5.
- HAMILTON, G. (1994): “Time Series Analysis”. Princeton University Press.
- HASSLER, U. Y WOLTERS, J. (2006): “Autoregressive Distributed Lag Models and Cointegration”. All-gemeines Statistisches Archiv 0, pp. 0-15.
- JAVEID, U. (2005): “Validity of Okun’s Law: Empirical Evidence from Pakistan 1981-2005”. Master Thesis, Sodertorn University, School of Social Sciences, Sweden, pp. 1-19.
- KENNEDY, B. (2009): “State Level Tests of Okun’s Coefficient”. Bachelor of Science, University of Wyoming, pp. 10-24.

- KNOTEK, E. S. (2007): “*How Useful is Okun's Law?*”. Federal Reserve Bank of Kansas City. Fourth Quarter, 92(4), pp. 73-104.
- LAL ET AL, I. (2010): “*Test of Okun's Law in some Asian Countries: Cointegration Approach*”. European Journal of Scientific Research, 40 (1), pp. 73-80.
- LANCASTER, D. Y TULIP, P. (2015): “*Okun's Law and Potential Output*”. RBA Research Discussion Paper No 2015-14.
- LÜTKEPOHL, H. (1985): “*Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process*”. Journal of Time Series Analysis, 6 (1), pp. 35–52.
- MARINKOV, M.Y GELDENHUYS, J. P. (2007): “*Cyclical unemployment and Cyclical output: An Estimation of Okun's Coefficient for South Africa: 1970-2005*”. South African Journal of Economies, 75(3), pp. 373-390.
- MARTIN ROMAN, A. y PORRAS, M.S. (2012): “*La Ley de Okun en España ¿Por qué existen diferencias regionales?*”. Asociación Española de Ciencia Regional, Congreso de Bilbao, comunicación, Bilbao.
- MONTE, H. (2011): “*La Brecha de Género en España: Un enfoque de flujos*”. Tesis, Universidad de Girona.
- MOOSA, I.A. (1997): “*A cross-country comparison of Okun's coefficient*”. Journal of Comparative Economics 24, pp. 335-356.
- OCDE Data: <https://data.oecd.org/> [Consulta: 14 de Octubre de 2019]
- OFICINA ECONÓMICA Y COMERCIAL DE ESPAÑA: “*Informe económico y comercial, Australia*”. Secretaria de Estado de Comercio, Sidney, Actualizado a Junio de 2019 [Consulta: 20 de febrero de 2020].
Disponible en: http://www.iberglobal.com/files/2019-1/australia_iec.pdf
- OFICINA ECONÓMICA Y COMERCIAL DE ESPAÑA: “*Informe económico y comercial, Canadá*”. Secretaria de Estado de Comercio, Ottawa, Actualizado a Mayo de 2019 [Consulta: 20 de febrero de 2020].
Disponible en: http://www.iberglobal.com/files/2019-1/canada_iec.pdf
- OFICINA ECONÓMICA Y COMERCIAL DE ESPAÑA. “*Informe económico y comercial, Estados Unidos*”. Secretaria de Estado de Comercio, Washington, Actualizado a Mayo de 2019 [Consulta: 20 de febrero de 2020].
Disponible en: http://www.iberglobal.com/files/eeuu_iec.pdf

- OKUN, A. (1962): “*Potential GNP: Its Measurement and Significance*”. Proceedings of the Business and Economic Statistics, American Statistical Association, U.S.A, pp. 98-104.
- PÉREZ, J.; RODRÍGUEZ, J. y USABIAGA, C. (2003): “*Análisis dinámico de la relación entre ciclo económico y ciclo de desempleo: una aplicación regional*”. Investigaciones Regionales núm. 2, pp. 141-162.
- PESARAN, M.H. Y SHIN, Y. (1999): “*An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*”. Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge.
- RIERA, C. (2001): “*La llei d’Okun. Una aplicació per Espanya*”. Revista Econòmica de Catalunya, nº. 43, págs. 27-36.
- SÖGNER, L. Y STIASSNY, A. (2002): “*An analysis on the structural stability of Okun's law--a cross-country study*”. Applied Economics. Vol. 34, núm. 14, pp. 1775-1787.
- THE WORD BANK: Word Development Indicators [Consulta: 20 de Febrero de 2020]
Disponible en: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- USABIAGA, C. (2010): “*Crecimiento, Desempleo y Empleo: España*”. Universidad Pablo de Olavide, Sevilla.
- VIRÉN, M. (2001): “*The Okun Curve is Non-linear*”. Economics Letters, vol. 70, pp. 253-257.

10 ANEXOS

ANEXO 1: LEY DE OKUN III: MODELO EN LOGARITMOS Y TENDENCIA AJUSTADA

En una tercera versión de su ley, Arthur Okun, a diferencia de en sus otras dos versiones, estableció una relación logarítmica entre la tasa de ocupación y la producción (incluyendo un ajuste temporal mediante la inclusión de una variable tendencia (t)). La formulación de la versión en *logaritmos y tendencia ajustada* de la Ley de Okun aparece definida a continuación:

$$\ln e_t = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Y_t - \lambda_2 t \quad (21)$$

Donde:

- e_t es la tasa de ocupados en el instante t .
- Y_t es la producción real en el momento t .

Dicha formulación está basada en la teoría de Okun a cerca de que la tasa de ocupación observada (e_t) entre el nivel de pleno empleo o tasa de empleo natural (e_t^P) es igual al cociente de la producción observada (Y_t) entre la producción potencial (Y_t^P) elevado a la elasticidad empleo-producción (σ_Y):

$$\frac{e_t}{e_t^P} = \left(\frac{Y_t}{Y_t^P}\right)^{\sigma_Y} \quad (22)$$

Bajo la condición de que la tasa de ocupación y la tasa de crecimiento potencial permanecen constantes, la ecuación queda formulada de la siguiente forma:

$$e_t = \frac{e^P * Y_t^{\sigma_Y}}{(Y_0^P)^{\sigma_Y} * (1+g^{Y^P})^{\sigma_Y t}} \quad (23)$$

Donde:

- g^{Y^P} es la tasa de crecimiento de la producción potencial.

Tomando logaritmos:

$$\ln e_t = \gamma - (\sigma_Y g^{Y^P}) * t + \sigma_Y \ln Y_t \quad (24)$$

Donde:

- $\gamma = \ln\left(\frac{e^p}{(Y_0^P)\sigma_Y}\right)$ (25)

A partir de sus estimaciones con diferentes sub-muestras del periodo analizado obtuvo unos valores de $\hat{\sigma}_Y$ definidos entre 0,35-0,4, esto suponía que el crecimiento de la producción debería de estar comprendido entre un 2,5-2,86% por debajo de su nivel potencial para que la tasa de desempleo aumentase en un punto porcentual. Por otra parte, calculó una tasa de crecimiento potencial de la economía (\hat{g}^{YP}) situada entre 3,5 y 4,5 %.

ANEXO 2: CONTRASTE LM DE BREUSCH-GODFREY

La prueba Breusch-Godfrey, también conocida como prueba LM (principio multiplicador de Lagrange), consiste en estimar una regresión auxiliar por MCO y en hacer un contraste sobre los parámetros de dicha regresión. Permite superar los inconvenientes de la prueba Durbin-Watson de autocorrelación por lo que es considerada como una prueba para la autocorrelación en general. Puede aplicarse sobre modelos tanto estáticos como dinámicos:

ANEXO 2.1: MODELOS ESTÁTICOS

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t \quad (26)$$

$$\begin{cases} u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \\ u_t = \varepsilon_t - \rho_1 \varepsilon_{t-1} - \rho_2 \varepsilon_{t-2} - \dots + \rho_p \varepsilon_{t-p} \end{cases}$$

I. Hipótesis nula y alternativa

$$H_0: \rho_1 = \dots = \rho_p = 0 \text{ No autocorrelación de orden } p$$

$$H_1: \text{Autocorrelación}$$

II. Construcción del estadístico

1. Estimar por MCO la ecuación (26) y obtener los residuos \hat{u}_t .

2. Calcular el R^2 de la siguiente regresión auxiliar:

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + \alpha_{k+1} \hat{u}_{t-1} + \dots + \alpha_{k+p} \hat{u}_{t-p} + \eta_t$$

que se denota como $R^2(X, \hat{u})$

3. Cálculo del estadístico: $LM_p = TR^2(X, \hat{u}) \sim \chi^2(p)$

ANEXO 2.2: MODELOS DINÁMICOS

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \gamma_r Y_{t-r} + u_t \quad (27)$$

$$\begin{cases} u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \\ u_t = \varepsilon_t - \rho_1 \varepsilon_{t-1} - \rho_2 \varepsilon_{t-2} - \dots + \rho_p \varepsilon_{t-p} \end{cases}$$

I. Hipótesis nula y alternativa

$H_0: \rho_1 = \dots = \rho_p = 0$ No autocorrelación

$H_1: \text{Autocorrelación de orden } p$

II. Construcción del estadístico

1. Estimar por MCO la ecuación (27) y obtener los residuos \hat{u}_t .

2. Calcular el R^2 de la siguiente regresión auxiliar:

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \gamma_r Y_{t-r} + \alpha_{k+1} \hat{u}_{t-1} + \dots + \alpha_{k+p} \hat{u}_{t-p} + \eta_t$$

que se denota como $R^2(X, \hat{u})$

3. Cálculo del estadístico: $LM_p = TR^2(X, \hat{u}) \sim \chi^2(p)$

ANEXO 3: GRETL

ANEXO 3.1: ARDL Dynamic Multiplier Bootstrap Package

El ARDL Dynamic Multiplier Bootstrap Package (ADMBP) se trata de un paquete propio del programa GRETL, cuyo autor es el macroeconomista Artur Tarassow, que comprende las siguientes características y funciones:

- Selección automática del número de retardos.
- Estimación de modelos ARDL incondicionales y condicionales.
- Estimación del coeficiente de bootstrap utilizando cuatro procedimientos de bootstrap diferentes.
- Cálculo de multiplicadores dinámicos de bootstrap.
- Cálculo del coeficiente de corrección de errores de bootstrap y multiplicadores dinámicos de largo plazo de bootstrap bajo el supuesto de cointegración.
- Inferencia en multiplicadores de largo plazo utilizando el método bootstrap o la aproximación IV de Bewley.

ANEXO 3.2: MULTIPLICADORES DINÁMICOS

Una vez determinado el modelo ARDL (p,q) el siguiente paso es el cálculo de los multiplicadores dinámicos. Para estimar el modelo inicialmente por OLS y ejecutar el algoritmo bootstrap, se denomina dicha función *runARDL* (), la cual lleva a cabo el trabajo automáticamente.

Figura 10.1 Función *runARDL* ()

```
#-----  
# Compute bootstrap dynamic multipliers  
#-----  
set stopwatch  
runARDL(&b)  
printf " This took %.3 f sec .\ n " , $stopwatch  
  
print b # print information contained in the bundle
```

Fuente: Salida correspondiente de Gretl

Una vez ejecutada la función *runARDL* (), se dispone de la información necesaria para continuar. Para calcular los multiplicadores dinámicos de largo plazo es necesario ejecutar la función denominada *LRbeta* () *function*.

Figura 10.2 Función *LRbeta* ()

```
#-----  
# Compute bootstrap error-correction coeff. +  
# long-run multipliers based on ARDL  
#-----  
LRbeta(&b)  
# grab bootstrap mean , median and SD of long - run multiplier for variable " inc "  
matrix LRinc = b.LRbeta_inc
```

Fuente: Salida correspondiente de Gretl

Finalmente, es posible graficar fácilmente los multiplicadores asociados para cada variable en algún horizonte utilizando la función *irf_plot* ().

Figura 10.3 Función *irf_plot* ()

```
# Plot the response of " c " to a permanent unit increase in " inc "  
irf_plot(b.DM_g, "Shock of g on d_u", "Horizon", "Response")
```

Fuente: Salida correspondiente de Gretl

ANEXO 3.3 SELECCIÓN DE MODELOS DINÁMICOS

Alternativamente, Gretl ofrece el siguiente programa de selección de modelos dinámicos. La salida correspondiente se inserta a continuación:

Figura 10.4 Programa selección de modelos dinámicos

```
set echo off
set messages off
# para la especificación de Modelos dinámicos
# tenemos que seleccionar el modelo óptimo
# para ello vamos a utilizar las siguientes funciones de selección de modelos
# en base a los criterios de selección que hemos visto

# model selection function: no hay que modificar
function matrix modelsel (series y, list xvars)
  ols y xvars --quiet
  modtest 1 --autocorr --silent
  BG1 = $test
  p1 = $pvalue
  modtest 4 --autocorr --silent
  BG4 = $test
  p4 = $pvalue

  scalar sse = $ess
  scalar N = $nobs
  scalar K = nelen(xvars)
  scalar ll = $lnl
  scalar aic = -2*ll+2*K
  scalar bic = -2*ll+K*ln(N)
  matrix A = { K, N, aic, bic, BG1, p1, BG4, p4}

  # printf "\nRegressors: %s\n",varname(xvars)
  # printf "K = %d, N = %d, AIC = %.4f SC = %.4f BG1 = %.4f BG4 = %.4f.\n",K,N,aic,bic,BG1,BG4
  return A
end function

# using the modelsel function
list x = const d_u(-1) g(0 to -1)
matrix a = modelsel(d_u,x)
list x0 = const

# putting the model selection results into a matrix
matrix A = {}
scalar q = 0
loop p = 1..6 --quiet
  if p == 1
    list x = const d_u(-1) g
  else
    list x = const d_u(-1 to -Sp) g
  endif
  matrix a = Sp-q=modelsel(d_u,x)
  matrix A = A | a
endloop
scalar q = 1
loop p = 1..6 --quiet
  if p == 1
    list x = const d_u(-1) g(0 to -1)
  else
    list x = const d_u(-1 to -Sp) g(0 to -1)
  endif
  matrix a = Sp-q=modelsel(d_u,x)
  matrix A = A | a
endloop
colnames(A,"p q K N AIC SC BG1 p1 BG4 p4")
print A

#function modelsel clear
# estimacion y contrastes del modelo final estimado
matrix test = zeros(4,5)
smpl full
print "=====ESTIMACIÓN DEL MODELO FINAL SELECCIONADO=====
ols d_u(0 to -1) g(0 to -1) const
loop i=1..4
  modtest $i --autocorr --silent
  test[i,1]= 1
  test[i,2]= $test
  test[i,3]= $pvalue
  modtest $i --arch --silent
  test[i,4]= $test
  test[i,5]= $pvalue
endloop
# imprimir los resultados
colnames(test," orden BG Pvalue ARCH pvalue" )
rownames(test, "1 2 3 4")
print "=====
print " Contrastes de autocorrelación y ARCH"
print "=====
printf "%10.5g",test
print "=====
```

Fuente: Salida correspondiente de Gretl