
Incertidumbre en las estimaciones en tiempo real de brecha de producto

Implicaciones para el ajuste cíclico del déficit fiscal

Silvia Rodríguez-Collazo

Nº02/25

Julio, 2025
ISSN: 1688-6453

Universidad de la República.
Facultad de Ciencias Económicas y de Administración,
Instituto de Estadística (UESTA)

Montevideo, Uruguay.



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución - NoComercial - CompartirIgual 4.0 Internacional.

Forma de citación sugerida para este documento:

Rodríguez-Collazo, Silvia (2025). *Incertidumbre en las estimaciones en tiempo real de brecha de producto. Implicaciones para el ajuste cíclico del déficit fiscal* (Serie Documentos de Trabajo; Nº02/25). Montevideo: Universidad de la República. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Instituto de Estadística.

<https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/handle/20.500.12008/10518>

Los hallazgos presentados en este documento son el resultado de la investigación realizada como parte de mi tesis de maestría, enmarcada en el programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración de la Universidad de la República.

Agradecimientos:

Quiero agradecer los fructíferos intercambios que mantuve así como las valiosas contribuciones que recibí al realizar este trabajo de la Profesora Bibiana Lanzilotta y el Profesor Fernando Lorenzo.

Incertidumbre en las estimaciones en tiempo real de brecha de producto. Implicaciones para el ajuste cíclico del déficit fiscal.

Silvia Rodríguez-Collazo¹

Instituto de Estadística del Departamento de Métodos Cuantitativos de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la República

Resumen

El objetivo de este trabajo es aportar evidencia empírica sobre las implicaciones que tiene la adopción de distintas aproximaciones metodológicas para las estimaciones de la brecha del producto y el crecimiento subyacente del PIB de la economía uruguaya. La investigación pone foco en el seguimiento de la política fiscal en tiempo real y se centra en dos aspectos que suelen ser fuente de errores de diagnóstico y que pueden agravar el sesgo pro-cíclico de la política fiscal que las reglas basadas en ajustes cíclicos del resultado fiscal pretenden mitigar. El primero refiere al análisis de la sensibilidad de las estimaciones respecto al método empleado y el segundo tiene que ver con la caracterización de la incertidumbre de esas estimaciones. Dos de las fuentes que alimentan la incertidumbre, son las revisiones y actualizaciones de los datos y las revisiones en las estimaciones de los componentes inobservables. Para abordar esos temas, se utiliza una base de datos en tiempo real, a partir de las series trimestrales preliminares de IVF del PIB, publicadas por el BCU entre 2010 y 2022.

Los resultados de la investigación muestran que en el caso de la economía uruguaya las estimaciones puntuales de la brecha del producto y el crecimiento subyacente del PIB son sensibles al método de estimación empleado. El buen desempeño de los métodos de estimación se asocia a la estabilidad de las estimaciones en tiempo real y la minimización de la incertidumbre asociada. Se estiman los componentes aplicando el filtro Hodrick-Prescott y los modelos estructurales en su versión univariada y multivariada (Harvey, 1989). El mejor desempeño surge de las estimaciones que provienen de los modelos estructurales multivariados. De la caracterización de la incertidumbre surge que la magnitud de las revisiones, la frecuencia de los cambios de signo de las estimaciones y la baja coincidencia entre los resultados provenientes de distintas metodologías, llaman a la cautela a la hora de utilizar las estimaciones de los componentes.

Palabras clave: Política fiscal, Fluctuaciones macroeconómicas, Reglas Fiscales, Brecha de producto, Crecimiento subyacente, Estimaciones en tiempo real, Incertidumbre, Revisión de estimaciones, Componentes inobservables

Clasificación JEL: C32, E32, C52, C53

¹ Email: Silvia.rodriguez@fcea.edu.uy . ORCID: 0000-0002-3871-6448

Uncertainty in real-time estimates of the output gap. Implications for the cyclical adjustment of the fiscal deficit

Silvia Rodríguez-Collazo²

Abstract

The objective of this paper is to provide empirical evidence on the implications of the adoption of different methodological approaches for the estimation of the output gap and underlying GDP growth of the Uruguayan economy. The research focuses on the monitoring of fiscal policy in real time and focuses on two aspects that are often a source of diagnostic errors and that may aggravate the pro-cyclical bias of fiscal policy that rules based on cyclical adjustments of fiscal output are intended to mitigate. The first refers to the analysis of the sensitivity of the estimates with respect to the method used and the second has to do with the characterization of the uncertainty of these estimates. Two of the sources of uncertainty are the revisions and updates of the data and the revisions in the estimates of the unobservable components. To address these issues, a real-time database is used, based on the preliminary quarterly IVF GDP series published by the BCU between 2010 and 2022.

The research results show that in the case of the Uruguayan economy the point estimates of the output gap and underlying GDP growth are sensitive to the estimation method used. The good performance of the estimation methods is associated with the stability of the estimates in real time and the minimization of the associated uncertainty. The components are estimated by applying the Hodrick-Prescott filter and the structural models in their univariate and multivariate versions (Harvey, 1989). The best performance arises from the estimates coming from the multivariate structural models. From the characterization of uncertainty it emerges that the magnitude of the revisions, the frequency of changes in sign of the estimates and the low coincidence between the results coming from different methodologies, call for caution when using the estimates of the components.

Keywords: Fiscal Policy, Macroeconomic Fluctuations, Fiscal Rules, Output Gap, Underlying Growth, Real-Time Estimates, Uncertainty, Revision of estimates, Unobserved Components

JEL Codes: C32, E32, C52, C53

² Email: Silvia.rodriguez@fcea.edu.uy . ORCID: 0000-0002-3871-6448

Tabla de contenido

Introducción	1
2. Antecedentes	3
3. Marco teórico y conceptual	7
4. Estrategia empírica	10
4.1 Análisis en tiempo real	11
4.2 Estimación de los componentes inobservables	12
4.3 Incertidumbre en las estimaciones	15
5 Caracterización de la incertidumbre en las estimaciones de brecha de producto y crecimiento subyacente en Uruguay	17
5.1 Incertidumbre asociada al método aplicado	17
5.2 Actualización de los datos y revisión de las estimaciones	21
5.3 Incertidumbre de las estimaciones en tiempo real	25
6. Conclusiones	33
Referencias Bibliográficas	36
Anexo A: Metodologías de estimación de los componentes no observables	42
Anexo B: Estimación de los modelos de los componentes no observables	47

Introducción

Las reglas fiscales imponen restricciones a la política fiscal, estableciendo topes cuantitativos sobre alguno o algunos agregados presupuestarios (Davoodi et al., 2022). Este tipo de disciplinas establecen metas a cumplir en plazos establecidos sobre magnitudes fiscales, tales como, por ejemplo, el gasto público corriente, el resultado de las finanzas públicas o el endeudamiento público. Estas reglas fueron ideadas como instrumentos para evitar la ocurrencia de períodos prolongados de persistentes déficits fiscales, que pudieran erosionar la sostenibilidad de la deuda pública.

Para el establecimiento de los topes numéricos, los indicadores de producto potencial y de brecha de producto constituyen insumos imprescindibles y, de hecho, se convierten en piezas claves para el seguimiento y la evaluación de la orientación de la política fiscal. El caso es que estos indicadores no son observables y deben estimarse a partir de la información disponible. A tales efectos, y si bien existe un amplio abanico de opciones metodológicas de uso generalizado por parte de los hacedores de política y los analistas, no existe consenso a nivel técnico acerca de cuál es el mejor procedimiento para implementar las estimaciones (véase, Murray, 2014; Cuerpo et al., 2018; Proietti et al., 2020, entre otros). Determinar el grado de imprecisión y la fiabilidad de las estimaciones de las magnitudes inobservables que se utilizan para el diseño y el monitoreo de la política fiscal es, y ha sido, un aspecto que ha ocupado un sitio de privilegio en la literatura especializada hace más de veinte años (Orphanides y van Norden, 2002).

En este contexto, el objetivo de este trabajo es aportar evidencia empírica sobre las implicaciones que tiene la adopción de distintas aproximaciones metodológicas para implementar las estimaciones de la brecha del producto y el crecimiento subyacente del PIB para la economía uruguaya. El interés por el estudio de estos temas en Uruguay se ha visto estimulado por el hecho que en el año 2020 se adoptó una regla fiscal que requiere de estimaciones en tiempo real de las referidas magnitudes inobservables.

En concreto, la investigación pone foco en dos aspectos relacionados con el seguimiento y la evaluación de la política fiscal en tiempo real. El primero refiere al análisis de la sensibilidad que tienen las estimaciones de brecha del producto y del crecimiento subyacente del PIB respecto al método empleado. Específicamente, se procedió a estimar en tiempo real estos componentes inobservables a través de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott sobre el componente de tendencia-cíclico estimado a partir de la rutina SEATS (Gómez y Maravall, 1997; Maravall, 1987) y de la descomposición de la serie del PIB que surge de la especificación y estimación de modelos estructurales de series temporales (univariados y multivariados). La segunda dimensión tiene que ver con la caracterización de la incertidumbre de las referidas estimaciones, aspecto que en muchas circunstancias no se hace explícito y que suele ser causa de errores de diagnóstico que pueden exacerbar, en lugar de corregir, el sesgo pro-cíclico de la política fiscal, que las reglas fiscales basadas en ajustes cíclicos del resultado de las finanzas públicas pretenden mitigar.

La incertidumbre de las estimaciones de la brecha del producto y del crecimiento subyacente del PIB se alimenta de varias fuentes. Dos de ellas tienen origen en las revisiones de los datos que tiene lugar cuando los organismos productores de las estadísticas macroeconómicas modifican una parte de los datos ya publicados, que en algunos casos pueden estar asociados a cambios metodológicos en la Contabilidad Nacional y con la incorporación de información más actualizada sobre el PIB y otras variables macroeconómicas que se utilizan para implementar las estimaciones de las magnitudes

inobservables. Estos cambios en los datos desencadenan un proceso de ajuste de las estimaciones iniciales, que se agrega a la revisión de las estimaciones que tiene lugar como consecuencia de la disponibilidad de datos más actualizados del PIB y de sus principales determinantes.

Para abordar estos temas, en este trabajo se recurre a la utilización de una base de datos en tiempo real, que contiene todas las series trimestrales preliminares del Índice de Volumen Físico (IVF) del PIB de la economía uruguaya elaborados por el Banco Central del Uruguay (BCU), que tiene inicio en el segundo trimestre de 1980. En concreto, la base de datos en tiempo real contiene una *vintage* de información del PIB para cada uno de los años comprendidos entre los años 2010 y 2022. La posibilidad de contar con una base de datos con estas características implica en sí mismo una innovación en el análisis macroeconómico de la economía uruguaya, en la medida en que permite replicar las condiciones ambientales en que se realizaron las estimaciones de la brecha del producto y del crecimiento subyacente en diferentes momentos.

En línea con la literatura internacional especializada, los resultados de la investigación muestran que en el caso de la economía uruguaya las estimaciones puntuales de la brecha del producto y del crecimiento subyacente son sensibles al método de estimación empleado. La evidencia aportada indica que las estimaciones de los componentes inobservables con mejor desempeño son las que provienen de la aplicación de modelos estructurales de series temporales multivariados (Harvey, 1989).

Los criterios considerados para la selección de los procedimientos más apropiados para implementar las estimaciones se apoyan en la preferencia por la estabilidad de las estimaciones iniciales en tiempo real y con la minimización de la incertidumbre asociada a las mismas, que representan la cara y la contracara de una misma moneda. La caracterización de la incertidumbre se realiza mediante un conjunto de métricas vinculadas con el proceso de actualización de los datos y con la revisión de las estimaciones.

En el caso de la economía uruguaya, la magnitud de las revisiones de las estimaciones iniciales, los frecuentes cambios de signo de las mismas que se producen cuando se incorpora nueva información y la poca coincidencia que se observa entre los resultados que provienen de la aplicación de distintas metodologías de estimación, conduce a recomendar un uso cauteloso de las estimaciones puntuales, tanto de la brecha del producto, como del crecimiento subyacente. En este último caso, los resultados de las estimaciones realizadas dan cuenta de la elevada incertidumbre que se observa en las estimaciones iniciales, especialmente cuando las mismas se realizan a partir del procedimiento conocido como método de la Función de Producción adoptado por el Ministerio de Economía y Finanzas para determinar el balance estructural de las finanzas públicas en Uruguay.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. En la segunda sección se presenta un breve recorrido por la literatura internacional y nacional, referido a lo que, en los términos de Cimadomo (2012, 2014), se conoce como análisis de la política fiscal en tiempo real. En la sección 3 se explicita el marco teórico y conceptual que sirve de base a la investigación. En la sección cuarta se expone la estrategia empírica y se describen los lineamientos generales de la aproximación metodológica aplicada al análisis de la experiencia de Uruguay. En la sección 5 se presenta la evidencia empírica para la economía uruguaya. Finalmente, en la sexta sección se sintetizan las principales conclusiones que surgen del análisis y se proponen algunas líneas de trabajo que quedan abiertas para futuras investigaciones.

2. Antecedentes

Los efectos del ciclo económico sobre las finanzas públicas ha sido un tema ampliamente abordado tanto por la teoría macroeconómica, como por los responsables que tienen a su cargo la conducción de la política económica. Los expertos en la materia han diseñado variadas metodologías para evaluar los riesgos macroeconómicos que se derivan de la orientación de la política fiscal.

Más concretamente, durante los últimos años, el análisis de estos temas ha cobrado aún más importancia, en un contexto en que un importante número de países han comenzado a adoptar reglas fiscales que, en muchos casos, incorporan ajustes cíclicos para corregir el impacto de las fluctuaciones cíclicas sobre el resultado de las finanzas públicas. De hecho, hacia fines del año 2021, 105 países habían incorporado algún tipo de regla fiscal y un número creciente de países había adoptado metodologías de ajuste cíclico del resultado fiscal. Con el establecimiento de reglas fiscales, los gobiernos han buscado fortalecer el compromiso con la sostenibilidad de las finanzas públicas estableciendo límites cuantitativos y cualitativos, que apuntan, en general, a reducir la discrecionalidad con que se manejaron, tradicionalmente, las finanzas públicas (Barreix y Corrales, 2019; Davoodi et al. 2022).

Luego de la crisis financiera internacional de 2008-2009, las reglas fiscales comenzaron a transformarse, motivadas por el intenso uso de la política fiscal para enfrentar las dificultades provocadas por la profunda recesión a escala global que provocó la caída de Lehman Brothers. En Francová et al. (2021), se presenta brevemente la historia de las reglas fiscales de la Unión Europea y se analizan las circunstancias desencadenantes de las sucesivas modificaciones en las mismas que desde entonces se fueron acordando por parte de los países miembro. Las primeras reformas, que tuvieron lugar incluso con anterioridad a la crisis de 2008-2009, apuntaron a reemplazar los objetivos sobre el déficit nominal, por metas establecidas sobre el denominado balance estructural, para cuya determinación se requería disponer de estimaciones de las posiciones cíclicas en que se encontraban las economías de los distintos países. Este nuevo mecanismo implicó que se determinaran objetivos estructurales específicos para cada país, intentando corregir el efecto de los ciclos sobre las cuentas públicas y brindar una guía más adecuada para el seguimiento de la política fiscal en cada uno de los países.

En el marco de este proceso, comenzaron a observarse que las estimaciones del producto potencial y de la brecha del producto estaban sujetas a importantes revisiones. En el trabajo de Francová et al. (2021) se subraya que la importancia de las revisiones socavaba la credibilidad y comprometía la exigibilidad del cumplimiento de las reglas fiscales basadas en variables ajustadas cíclicamente. Con este telón de fondo, comenzaron a realizarse una serie de estudios en que se documentó el sesgo persistente que presentaban las estimaciones de producto potencial luego de la crisis de 2008 (Heimberger y Kapeller, 2017), lo que reforzó el escepticismo de los expertos respecto a la forma en que estaban funcionando las reglas fiscales basadas en estimaciones de la posición cíclica de las economías.

Más recientemente, las severas dificultades económicas derivadas de la pandemia de Covid-19, que plantearon nuevos desafíos para las políticas fiscales, revivieron las discusiones, tanto a nivel académico, como político acerca de la forma en que se debían contemplar los efectos de las

fluctuaciones económicas sobre las finanzas públicas. Estas discusiones tuvieron lugar en circunstancias en que la mayor parte de las economías del mundo estaban siendo afectadas por un shock real negativo, derivado de la emergencia sanitaria, lo que volvió a poner en entredicho los marcos fiscales basados en disciplinas que incorporaban ajustes cíclicos (Brooks y Fortun., 2020).

Paralelamente, y acompañando estas discusiones, comenzó a desarrollarse una prolífera literatura vinculada al análisis, seguimiento y evaluación de la política fiscal, lo que. En una recopilación de la literatura Cimadomo (2014) la organiza en un conjunto de ejes temáticos interrelacionados entre sí que conforman lo que en Cimadomo (2012) denominó análisis de la política fiscal en tiempo real, entre los que se ubica la literatura que pone el foco en las evaluaciones *ex - ante* y *ex - post* de las posiciones cíclicas, analizando las reacciones de las políticas fiscales en las distintas fases del ciclo macroeconómico. Como un eje temático específico muy relacionado con el primero agrupa a la literatura que se ocupa del análisis de las propiedades estadísticas de las revisiones de los datos requeridos para el seguimiento de la política fiscal, incorporando aspectos que se relacionan con la incertidumbre asociadas a las estimaciones de las variables macroeconómicas relevantes para el análisis de la política fiscal y considerando las implicaciones sobre los diseños de las reglas que adoptan los gobiernos para fortalecer la institucionalidad de la política fiscal.

Cimadomo (2012) argumenta que la evaluación de la orientación de la política fiscal se debe basar en la información disponible al tiempo en que los hacedores de política adoptan sus decisiones y determinan sus planes. El autor subraya que los datos en tiempo real, con que se determina el balance ajustado por las fluctuaciones cíclicas y que representa un instrumento clave para evaluar el accionar discrecional de la política fiscal, contienen la información relevante para comparar las discrepancias entre lo efectivamente realizado y lo planificado, en la medida en que los resultados de las evaluaciones *ex - post* pueden diferir de las que surgen del análisis *ex - ante* realizado con información en tiempo real. Recientemente, analizando datos para 11 países de la Eurozona, Schmidt y Sigwalt (2022) han aportado evidencia respecto a la relevancia que tienen en la práctica las discrepancias entre ambos tipos de evaluaciones. En Lanzilotta et al. (2021) se sostiene, además, que la incertidumbre afecta tanto a las reglas fiscales basadas en el balance estructural (BE), como en los balances ajustados por el ciclo (BAC). En Tereanu et al. (2014), luego de un análisis de las revisiones en las estimaciones de brecha de producto y sus consiguientes implicaciones en la determinación del BAC, advierten acerca de la necesidad de guiarse con cautela al analizar las implicaciones de los ajustes cíclicos del resultado fiscal.

La literatura que se ha ocupado de analizar la incertidumbre en las estimaciones de brecha de producto, del PIB potencial y de su crecimiento subyacente ha sido muy prolífica y ha abarcado diversas dimensiones. Dentro de esta literatura, el artículo de Orphanides y van Norden (2002) establece un punto de referencia importante a nivel internacional. Los autores cuestionan la fiabilidad de las estimaciones de la brecha de producto a partir del análisis de las revisiones en las estimaciones para la economía de Estados Unidos. En línea con esta investigación, se han desarrollado trabajos como el de Mitchell (2003) que realiza un ejercicio similar al de Orphanides y van Norden (2002) para las economías de la Eurozona. Este autor explora las propiedades de las revisiones de las estimaciones en tiempo real, en particular referidas a la incertidumbre, considerando un abanico de metodologías de estimación (univariadas y multivariadas) y llega a la conclusión de que las estimaciones puntuales de la brecha de producto presentan muy elevados niveles de incertidumbre, lo que de por sí indica que las mismas no son fiables, y que, si se consideran los intervalos de confianza de las estimaciones, las mismas raramente son significativamente distintas de cero. Como se menciona en Heimberger y Kapeller (2017) y en Heimberger (2020), que aportan evidencia sobre

un conjunto de países de la Unión Europea, la elevada incertidumbre alcanza, también, a las estimaciones de producto potencial luego de la crisis financiera internacional de 2008-2009.

Una parte de estos estudios recientes ha puesto atención en el análisis de la incertidumbre asociada al método empleado, aportando estimaciones de la brecha de producto, utilizando diferentes aproximaciones metodológicas. Zizza (2006) estima la brecha de producto para Italia mediante la utilización de modelos estructurales de series temporales (univariados y bivariados) y, considerando distintos criterios de evaluación, no encuentra evidencia concluyente acerca de cuál de estas metodologías es más adecuada. En Marcellino y Musso (2011) se analiza la fiabilidad de las estimaciones de la brecha de producto para la Eurozona utilizando una base de datos en tiempo real y aplicando, tanto filtros univariados, como modelos estructurales dinámicos. Los autores concluyen que las estimaciones en tiempo real se caracterizan por presentar una alta incertidumbre respecto a las estimaciones realizadas con los datos finales (definitivos), asignando una parte menor de la incertidumbre a las revisiones en los datos. Los autores sostienen que, dado que las estimaciones de la brecha del producto obtenidas a partir de la aplicación de distintos métodos se encuentran altamente y positivamente correlacionadas, la estimación promedio de las mismas no genera una ganancia sustancial.

En Chen y Mills (2012) se presenta un análisis muy detallado de estimaciones de la brecha del producto para el conjunto de la Eurozona. En este trabajo se aportan estimaciones de la brecha de producto provenientes de diversas especificaciones de modelos estructurales multivariados, con el objetivo de determinar cuál es la más precisa. Utilizando metodologías tanto univariadas como multivariadas, Murray (2014) encuentra que para Gran Bretaña la incertidumbre de las estimaciones de la brecha de producto es importante y que las revisiones alcanzan con frecuencia la magnitud de la propia estimación inicial.

Teniendo en cuenta las limitaciones encontradas en las estimaciones de los componentes no observables (brecha del producto, PIB potencial y su crecimiento subyacente) y que no se dispone de evidencia empírica concluyente acerca de cuál es el método más preciso, algunos autores proponen promediar las estimaciones provenientes de las diversas metodologías como recurso para reducir su volatilidad, utilizando el rango de las estimaciones puntuales para determinar una suerte de banda de confianza de las estimaciones (Murray, 2014; Ódor y Jurašekova, 2014; Cuerpo et al., 2018; Casey 2019; EUFI, 2019; Proietti et al., 2020, entre otros).

La mayor parte de la literatura a nivel nacional se ha ocupado de la estimación de la posición cíclica de la economía uruguaya a través de un conjunto muy amplio de metodologías, otra parte de la literatura se ha enfocado en el análisis de las herramientas apropiadas para evaluar la orientación de la política fiscal a través del BE y del BAC. El trabajo pionero sobre estimación del ciclo macroeconómico de referencia para Uruguay fue el realizado por Fernández-Poncet (1992). En este estudio se realiza una caracterización minuciosa y se avanza en la determinación de un fechado de los picos y valles del ciclo de la economía uruguaya considerando datos trimestrales del PIB. En Rodríguez-Collazo y Badagián (2004) se analiza la existencia de asimetrías en el ciclo macroeconómico de Uruguay, aplicando el filtro propuesto por Baxter y King (1995) y métodos basados en modelos específicos para los componentes inobservables. En Rodríguez-Collazo et al. (2008), se actualizan las estimaciones de ciclo y producto potencial a partir del Filtro de Hodrick y Prescott y del procedimiento propuesto por Christiano y Fitzgerald (1999). En Carbajal et al. (2007) se estima la brecha de producto mediante tres aproximaciones, utilizando el filtro Hodrick-Prescott, modelizando el ciclo mediante modelos estructurales univariados y mediante el procedimiento de

Función de Producción. Theoduloz (2005, 2009), también, presenta estimaciones realizadas por el procedimiento de Función de Producción. En Güenaga et al. (2014) se presentan estimaciones de la brecha de producto a partir de dos filtros univariados (Hodrick-Prescott y Kalman) y de la Función de Producción. En este trabajo se analizan empíricamente las propiedades del ciclo estimado y se utilizan las diferentes estimaciones para determinar un intervalo de confianza. En Cáceres (2012) se estima el producto potencial y la brecha del producto, aplicando modelos VAR estructurales y cuatro filtros univariantes, encontrando divergencias entre las estimaciones puntuales correspondientes a los distintos métodos considerados. En Rodríguez-Collazo (2016) se utiliza por primera vez una base de datos en tiempo real de IVF del PIB y se caracterizan las revisiones en los datos y sus efectos en las trayectorias de las predicciones y de los componentes no observables.

Para Uruguay, la corrección del resultado fiscal atribuible a las fluctuaciones cíclicas ha sido abordada desde diferentes perspectivas metodológicas en dos estudios previos. En el trabajo de Pizzolon y Rasteletti (2013) se aporta información sobre las ventajas y desventajas en el uso de diversas estrategias para estimar el balance estructural. Las diferencias detectadas dependen del nivel de desagregación de los datos sobre los que se aplica la corrección cíclica de los ingresos y los gastos del sector público. Los autores encuentran, además, que las divergencias más importantes en los resultados de las estimaciones se producen en los periodos de crisis. Más recientemente, en Lanzilotta et al. (2021) se presenta una propuesta de ajuste cíclico al resultado fiscal para Uruguay. En este estudio se analizan las propiedades estadísticas de las principales variables fiscales y se realizan estimaciones de las elasticidades de largo plazo de los distintos componentes de los ingresos tributarios del Gobierno Central respecto al PIB. Los autores discuten diferentes alternativas de corrección cíclica y consideran que, si se pretenden minimizar las consecuencias negativas inherentes al proceso de revisión de las estimaciones del BAC, se debe otorgar prioridad a aquellos procedimientos que aporten mayor precisión.

Los efectos de calcular balances estructurales (BE) o realizar un ajuste cíclico al balance (BAC) a partir de estimaciones altamente volátiles y con gran incertidumbre de la brecha de producto ha sido largamente documentada para distintos países y desde diversas perspectivas. En general, las comisiones y consejos asesores fiscales encargados del seguimiento y de la vigilancia de la orientación de la gestión fiscal han sido sensibles a esta evidencia. En 2019 la Red de Instituciones Fiscales Independientes de la Comisión Europea (EUFI) publicó un documento guía para las estimaciones del producto potencial y de la brecha de producto que releva de manera exhaustiva la literatura relevante. Más recientemente, en el año 2021, el Consejo Fiscal Autónomo de Chile publicó un documento en que se detallan las propuestas de cambios metodológicos y procedimentales para el cálculo del BE. Se parte de un diagnóstico negativo sobre los efectos de la aplicación de la metodología aplicada anteriormente (Función de Producción), que ha dado lugar a persistentes déficits estructurales y a ajustes sistemáticos en las metas establecidas al inicio de cada administración, con sus consecuentes impactos negativos sobre la gestión de las finanzas públicas. Con el objetivo de satisfacer un conjunto de criterios deseables para las reglas fiscales, como simplicidad, precisión, transparencia, objetividad, eficiencia, replicabilidad y predictibilidad, se realizan una serie de recomendaciones concretas al Ministerio de Hacienda. Entre ellas, proponen un cambio en la metodología de estimación del producto potencial para el corto plazo, que en la práctica implicó el abandono del enfoque de la Función de Producción, y recomiendan la utilización de un filtro multivariado semi-estructural (que combina procesos de estimación con el uso de parámetros calibrados). Con este cambio esperan reducir el sesgo negativo y persistente que se observó en la estimación de la brecha de producto desde principios del presente siglo, con la excepción de los años 2012 y 2013, en que las estimaciones fueron cercanas a cero. Los cambios metodológicos propuestos

son relevantes para Uruguay, en tanto la nueva regla fiscal comprende entre sus pilares el cálculo del balance estructural y determina un tope indicativo para la expansión del gasto público en base al crecimiento subyacente estimados a partir del método de la Función de Producción. Algunos de los problemas asociados a esta metodología han sido documentados, también, en Ódor y Jurašekova (2014), Truger (2015), Heimberger y Kapeller (2017) y Heimberger (2020) aportando evidencia para la Eurozona.

3. Marco teórico y conceptual

Tradicionalmente, desde la teoría macroeconómica se ha subrayado que el ciclo macroeconómico afecta a las finanzas públicas de múltiples maneras, impactando tanto sobre el comportamiento de los ingresos, fundamentalmente de los provenientes de la recaudación tributaria, como sobre algunos componentes del gasto público, especialmente aquéllos que aparecen vinculados a la trayectoria del nivel general de actividad económica, como es el caso de las erogaciones del seguro de desempleo. Las fases del ciclo económico inciden sobre la gestión de la política fiscal y cuestionan la utilidad de los indicadores que se utilizan, habitualmente, para evaluar la sostenibilidad de la política fiscal. Es precisamente por estas razones que durante los últimos años se han desarrollado nuevos instrumentos que aportan información para evaluar los riesgos asociados a la gestión de la política fiscal.

Como consecuencia de las fluctuaciones macroeconómicas, en las fases recesivas del ciclo, la subutilización de los recursos productivos hace que los ingresos del sector público se ubiquen transitoriamente por debajo de los que corresponderían a una situación en que el desempleo se encontrara próximo a su tasa natural y en que las empresas estuvieran utilizando plenamente sus capacidades instaladas. Es así que, debido al contexto recesivo, se produce una retracción de los ingresos públicos que dependen del nivel de actividad y se expande el gasto público para atender a los trabajadores desempleados. Lo contrario ocurre en las fases expansivas del ciclo, cuando la economía enfrenta presiones de demanda que presionan al alza del empleo y los salarios y que pueden ir más allá de la capacidad productiva de las empresas. En estas circunstancias, el resultado fiscal se encuentra igualmente distorsionado, informando acerca de una posición mejor que la que se correspondería con el funcionamiento de la economía en ausencia de las referidas presiones de demanda.

El reconocimiento de la importancia de las fluctuaciones macroeconómicas para el análisis de la política fiscal ha llevado a que, en el diseño de las reglas fiscales adoptadas por numerosos países en el transcurso de los últimos años, se hayan incorporado mecanismos de ajuste del resultado de las finanzas públicas, contemplando de manera explícita los efectos distorsivos atribuibles al ciclo. Este tipo de correcciones pretenden contribuir a mitigar el sesgo pro-cíclico en la orientación de la política fiscal, al tiempo que permiten una evaluación más adecuada de la posición de las finanzas públicas desde una perspectiva de mediano y largo plazo, ayudando a tomar acciones que contribuyan a asegurar la sostenibilidad intertemporal del endeudamiento público.

A pesar del amplio consenso que existe en la literatura especializada acerca de la pertinencia de implementar correcciones cíclicas del resultado fiscal, no existe acuerdo sobre cuál es la aproximación metodológica más adecuada para realizar los ajustes. De hecho, durante los últimos años los desacuerdos se han extendido, en la medida en que los resultados de la aplicación de las reglas fiscales que incorporan ajustes cíclicos no sólo no han logrado atenuar el sesgo pro-cíclico de

la política fiscal, sino que se ha acumulado evidencia respecto a que, tanto durante la crisis financiera provocada por la caída de Lehman Brothers en setiembre de 2008, como en ocasión de la reciente crisis de la pandemia del Covid-19 en el año 2020, la aplicación estricta de las reglas fiscales habría exacerbado el sesgo pro-cíclico de la política fiscal.

Los marcos metodológicos más frecuentemente utilizados para dar cuenta los efectos de las fluctuaciones macroeconómicas sobre las finanzas públicas se basan en el enfoque denominado de Balance Estructural (BE), conocido como metodología FMI (Hagemann, 1999) y en el enfoque de Balance Ajustado por el Ciclo (BAC), también denominado metodología OCDE (Girouard y André, 2005).

En el caso del BE, esquema que se ha adoptado en la regla fiscal vigente en Uruguay, se trata de estimar la posición fiscal del gobierno desde una perspectiva de medio y largo plazo. Este enfoque corrige las cifras de ingresos y gastos públicos, excluyendo el efecto de los estabilizadores automáticos y teniendo en cuenta las desviaciones que tienen los diversos componentes del resultado fiscal respecto a una estimación del PIB potencial y su tasa de crecimiento subyacente, que suelen estimarse a través de una metodología basada en una función de producción de tipo Cobb-Douglas. La estimación de la brecha del producto (*output gap*) surge, entonces, como diferencia entre el PIB potencial y el PIB efectivo. En la estimación del denominado Resultado Fiscal Estructural (RFE) se incorporan, además, ajustes por ingresos y egresos públicos extraordinarios, con el propósito de ofrecer una cuantificación del estado de las finanzas públicas compatible con el comportamiento del nivel de actividad a largo plazo. Por su parte, las metodologías BAC determinan la brecha del producto a partir de los desvíos del PIB efectivo respecto a su nivel tendencial. En este caso, las estimaciones pretenden determinar los efectos de las fluctuaciones de corto plazo del PIB efectivo respecto a su nivel permanente. Para la implementación de este tipo de enfoque se suele recurrir a la aplicación de procedimientos de extracción de señales.

El problema técnico que es necesario resolver para implementar este tipo de correcciones es que ni la brecha del producto ni la trayectoria de largo plazo del PIB son variables observables de manera directa, por lo que las estimaciones de dichas magnitudes no se encuentran en las estadísticas oficiales, sino que surgen de cálculos y estimaciones que requieren de la aplicación de un conjunto de procedimientos complejos. Es precisamente por esta razón que la estimación de estos indicadores ha sido objeto de amplios debates (Mills, 2003) y, a pesar que los procedimientos tipo BAC ha ido ganando terreno como instrumentos de análisis de la política fiscal, varios autores señalan las fuertes limitaciones que los mismos presentan, asociadas principalmente a la incertidumbre implícita en las estimaciones de los indicadores no observables (Bańkowski et al., 2017; Schmidt y Sigwalt, 2022, entre otros).

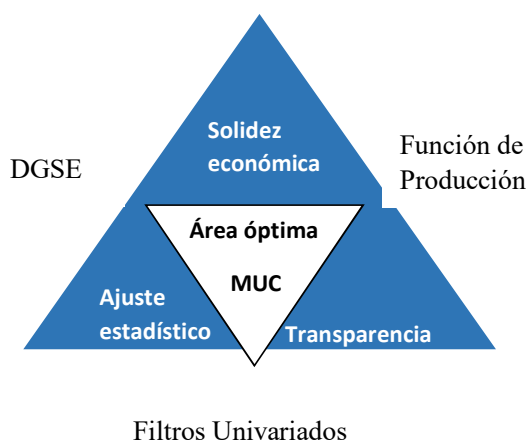
Lanzilotta et al. (2021) señalan, por otra parte, que las diferencias entre las metodologías BE y BAC se expresan en la naturaleza misma de la corrección realizada. Por un lado, las metodologías BE se apoyan en una aproximación tecnológica para la estimación del PIB potencial y de su crecimiento subyacente, tratando de determinar la posición que tendría la economía si las capacidades productivas disponibles (mano de obra y capital), estuvieran siendo utilizadas en forma normal (plena utilización de los factores productivos). En la medida en que las estimaciones del PIB potencial y del crecimiento subyacente obtenidas a partir de este tipo de enfoque suelen tener revisiones importantes (Barkema et al., 2020, Gudmundsson, et al., 2020), existen cuestionamientos respecto a su utilidad en términos de atenuación del sesgo pro-cíclico de la política fiscal. Por otro lado, los procedimientos de tipo BAC asumen que la corrección cíclica de las magnitudes fiscales no tiene por qué establecerse a partir

de un esquema “contable” basado en una función de producción predeterminada, y calibrada a partir de parámetros determinados empíricamente, sino que debería basarse en la estimación de los desvíos de PIB efectivo respecto a una estimación estadístico-econométrica de su nivel permanente. En este caso, la brecha del producto se correspondería con la estimación del componente cíclico propiamente dicho, cuya estimación puede implementarse a través de procedimientos de extracción de señales (univariados o multivariados). Este tipo de aproximación tiene claras ventajas desde el punto de vista de sus fundamentos estadísticos, pero como contrapartida las estimaciones resultantes carecen de un sólido soporte de la teoría económica (Cuerpo et al., 2018; EUFI, 2019).

Teniendo en cuenta las ventajas y desventajas que presentan los diferentes procedimientos disponibles, las opiniones de los expertos han ido convergiendo a que, desde el punto de vista práctico, una alternativa adecuada consistiría en utilizar de forma conjunta las estimaciones generadas a partir de un conjunto de metodologías alternativas (Ódor y Jurašecová, 2014; Casey, 2019; EUFI, 2019). La base de esta propuesta se encuentra en que entre los criterios de elección existen evidentes “dilemas” y que, por tanto, no tendría sentido basar las estimaciones en un único criterio de evaluación.

Sobre esta base Cuerpo et al. (2018) proceden a clasificar los métodos disponibles teniendo en cuenta sus respectivas fortalezas y debilidades. Como resultado de la clasificación, los autores sostienen que existe una suerte de “trilema” entre los distintos criterios de evaluación. Para comprender el alcance de este “trilema”, en la Figura 1 se consideran tres tipos de esquema de modelización que los autores consideran como casos “límite”: i) los modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (DSGE, por sus siglas en inglés); ii) los filtros estadísticos univariados; iii) los métodos basados en una función de producción. En los vértices del triángulo se establecen los tres criterios que según los autores merecen ser considerados en el análisis, a saber, los fundamentos en términos de teoría económica, la bondad del ajuste estadístico y la transparencia en los procedimientos de estimación. El área interior del triángulo, que los autores denominan “área de optimalidad”, estaría representando las opciones de modelización que combinan (en distinto grado) los méritos de los enfoques considerados.

Figura 1: “Trilema” entre requisitos de optimización Cuerpo et al. (2018)



Fuente: adaptado de Cuerpo *et al* (2018).

Cuerpo et al. (2018) consideran que las metodologías basadas en la estimación de modelos estructurales multivariantes de series temporales o modelos multivariantes de componentes

inobservables (MUC, por sus siglas en inglés) y la aplicación del filtro de Kalman, serían las alternativas que cumplen de manera más equilibrada con los tres criterios considerados.

Más allá de las discusiones académicas y políticas acerca de cuál es procedimiento más adecuado para la estimación de la brecha del producto y el crecimiento subyacente, es importante tener en cuenta que el seguimiento de la política fiscal debe comprender las distintas etapas en que se desarrolla la gestión fiscal (planificación, implementación y evaluación) y que las mismas ocurren en espacios temporales bien diferenciados. Cada vez más la literatura especializada se ocupa de analizar la política fiscal teniendo en cuenta estos aspectos temporales, los que se encuentran en la base de la eficiencia con que se llevan adelante las labores de diseño y evaluación *ex - post* de la política fiscal (Cimadomo, 2012, 2014; Beetsma y Giuliadori, 2010). Una de las principales conclusiones que se desprende de estos trabajos es que los resultados del análisis en tiempo real, propio de las etapas de diseño y de implementación, pueden diferir, y de hecho difieren, de los resultados que surgen de la evaluación y *ex - post*, o sea, una vez que las acciones de política fiscal han sido aplicadas.

El análisis en tiempo real tiene en cuenta la información de base para corrección cíclica del resultado fiscal, considerando las estimaciones disponibles en cada momento de la brecha del producto y del crecimiento subyacente. A modo de ejemplo, en oportunidad de realizar las estimaciones requeridas en la etapa de diseño en el momento t , los responsables de la política fiscal cuentan con los datos existentes en dicho momento, que suelen ser parciales y preliminares, por lo que las estimaciones de las correcciones cíclicas, tanto en las partidas de ingresos como de gastos, se realizan “condicionadas” por la información disponible, que puede ser corregida en periodos subsiguientes ($t+1$, $t+2$, ..., $t+s$).

Por estas razones, el análisis de la política fiscal en tiempo real debe incorporar explícitamente la incertidumbre asociada a las estimaciones de la brecha del producto y del crecimiento subyacente que se realizan en cada una de las etapas de la gestión de la política fiscal. Una fuente de error en las estimaciones tiene que ver con la precisión con que los distintos procedimientos estiman las variables inobservables, pero una fuente adicional de incertidumbre está relacionada con el proceso de actualización de los datos de las variables utilizadas en las estimaciones y con el propio proceso de revisión de las cifras preliminares. En este contexto, la caracterización y la estimación de la importancia relativa de las distintas fuentes de incertidumbre adquiere singular relevancia en el análisis del funcionamiento en la práctica de las reglas fiscales que incorporan mecanismos de ajuste cíclico como la vigente en la actualidad en Uruguay.

4. Estrategia empírica

En esta sección se presentan los lineamientos metodológicos que orientan la implementación y caracterización de las estimaciones del crecimiento subyacente y de la brecha del producto que sirven como base para la evaluación del ajuste cíclico del déficit fiscal en Uruguay. Estas estimaciones, que pueden implementarse a partir de diversas metodologías, van incorporando las sucesivas revisiones que se registran en los datos de las variables consideradas en el análisis. De hecho, el proceso de revisión es inherente a los procedimientos con que se realizan las estimaciones de componentes inobservables y tiene origen en la incorporación de nueva información, que en algunos casos surge

como resultado de la política de revisión de datos de las Cuentas Nacionales por parte del Banco Central del Uruguay (BCU).³

El enfoque metodológico incluye la construcción de una base de datos en tiempo real del PIB, la presentación de los métodos y procedimientos estadístico-econométricos utilizados para la estimación de los componentes inobservables y el desarrollo del esquema analítico que se propone para caracterizar la incertidumbre en las estimaciones del crecimiento subyacente y la brecha del producto.

4.1 Análisis en tiempo real

El análisis en tiempo real apunta a reproducir las condiciones del entorno macroeconómico en las que se adoptan las definiciones de política fiscal. Para poder reproducir esas condiciones es necesario considerar la información disponible para los tomadores de decisiones al momento en que se evalúa la posición de las magnitudes fiscales en el pasado reciente y en que las autoridades elaboran sus propuestas acerca de la orientación futura de la política fiscal. Para reproducir las condiciones macroeconómicas vigentes en distintos momentos se requiere construir una base de datos que contenga una colección de series del Índice de Volumen Físico del PIB (en adelante, e PIB) elaboradas por el Banco Central del Uruguay (BCU) y que se publican trimestralmente.

A efectos de la construcción de la base de datos en tiempo real, se denomina *vintage* (v_t) al primer reporte de una serie, en este caso, la serie de tiempo trimestral del PIB, que contiene datos históricos trimestrales hasta el trimestre t (Swanson, 1996) y que, en el caso de Uruguay, el BCU publica aproximadamente con un trimestre de rezago, o sea en $t+1$. Por el propio proceso de elaboración de las cifras de Cuentas Nacionales, estas *vintages* tiene un carácter preliminar, pudiendo ser revisadas a posteriori de su publicación inicial. La **revisión en los datos** ocurre cuando el BCU modifica una parte de los datos pasados que estaban disponibles en el trimestre anterior. Cada *vintage* (y_t^{vt}) incrementa la extensión de la serie del PIB en un trimestre, cuando se adiciona nueva información (en este caso, cada trimestre), aunque el proceso de revisión puede incluir, también, las revisiones de los datos correspondientes a trimestres previos. En principio, la base de datos en tiempo real incluirá tantas series de tiempo del PIB como *vintages*.

Dados los objetivos del presente trabajo, la secuencia de *vintages* consideradas en el análisis corresponde a los datos que divulga el BCU cuando publica por primera vez la información del último trimestre (4T) de cada año (y_{2010T4}^{v2010} , y_{2011T4}^{v2011} , ..., y_{2022T4}^{v2022}), considerando en todos los casos información trimestral del PIB desde el segundo trimestre del año 1980. La **base de datos en tiempo real** construida a efectos de este trabajo actualiza la información presentada en Rodríguez-Collazo (2016) y contiene 13 *vintages* desde 2010 y hasta 2022, (v_{2010} , v_{2011} , ..., v_{2022}). Entre un año y otro, cada *vintage* contiene 4 observaciones adicionales. De este modo, la *vintage* con datos hasta 2010 (v_{2010}) tiene 123 observaciones y la que contiene datos hasta 2011 (v_{2011}) incluye 127 observaciones. La última *vintage* (v_{2022}) contiene 171 observaciones.

³ La actual política de revisión de los datos que definió el Banco Central del Uruguay indica que en el mes de marzo del año t , se publica el dato del IVF del PIB del 4T del año $t-1$ y las revisiones de los 1T, 2T y 3T del año $t-1$. Las estimaciones del IVF del PIB tienen un carácter provisorio por un período de hasta 5 años, durante ese lapso de tiempo están sujetas a revisión.

<https://www.bcu.gub.uy/Estadisticas-e-Indicadores/Cuentas%20Nacionales/Cuentas%20Nacionales%20-%20Pol%C3%ADtica%20de%20Revisi%C3%B3n%20de%20Datos%20y%20Calendario%20de%20Publicaci%C3%B3n.pdf>

Cabe precisar que en el periodo comprendido entre los años 1980 y 2022 se implementaron varios ajustes metodológicos en los procedimientos de estimación de las Cuentas Nacionales. Para evitar las complejidades derivadas de estos cambios metodológicos sobre las estimaciones del crecimiento subyacente y la brecha del producto, se consideraron los datos trimestrales del PIB para el periodo 1980-2019 correspondientes a la Base 2005 = 100, mientras que para el periodo 2020-2022, los datos corresponden a la Base 2016=100. Obviamente, las series consideradas en el análisis surgen de la aplicación de procedimientos de empalme hacia atrás de los datos para expresarlos en la base actual de las Cuentas Nacionales. En concreto, para el período 1997-2016 se toman las tasas de variación de las **series retropolodas** publicadas en Álvez et al. (2021a,2021b).

La base de datos en tiempo real del PIB ha sido utilizada para la estimación del crecimiento subyacente y la brecha de producto a partir de métodos univariados (de forma reducida y estructurales). Para las estimaciones implementadas a partir de modelos estructurales multivariados, la base de datos considerada comienza en el primer trimestre de 1981. En los modelos multivariados se considera información sobre el PIB, la tasa de inflación, la tasa de desempleo de Montevideo y un indicador del nivel de actividad del resto del mundo relevante para la economía uruguaya. Las series de inflación y de desempleo son las elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Por su parte, el indicador de actividad internacional se construyó a partir de la combinación de las series trimestrales de PBI de los diez países que constituyen los principales socios comerciales de Uruguay (Argentina, Brasil, Chile, China, Alemania, Italia, México, Países Bajos, Gran Bretaña y Estados Unidos). Para la agregación de estos datos se utilizó un sistema de ponderaciones basado en la participación relativa de cada país en las exportaciones totales de bienes, considerando un sistema de ponderaciones móviles en términos anuales.⁴

4.2 Estimación de los componentes inobservables

A efectos de evaluar la sensibilidad de las estimaciones del crecimiento subyacente y la brecha del producto al método empleado se implementaron tres tipos de estimaciones, dos univariados y uno multivariado.⁵ La estimación se realizó para cada una de las 13 *vintages* consideradas. En el caso de los métodos univariados se aplicó, por un lado, el filtro de Hodrick-Prescott sobre el componente tendencia-ciclo de la serie temporal del PIB estimado a partir de la especificación de modelos ARIMA (de forma reducida), siguiendo el procedimiento SEATS (Gómez y Maravall, 1997; Maravall, 1987) y, por otro lado, se procedió a estimar los componentes no observables mediante modelos estructurales de series temporales (Harvey, 1989). Siguiendo la recomendación de Kaiser y Maravall (1999), en el caso de las estimaciones realizadas a partir de modelos ARIMA la rutina utilizada incorporó predicciones a efectos de reducir la inestabilidad de las estimaciones al final de la muestra. En las estimaciones basadas en modelos estructurales de series temporales los componentes inobservables se modelizan separadamente mediante la estimación de ecuaciones específicas para cada uno de ellos. El crecimiento subyacente se obtuvo a partir de la estimación de la pendiente

⁴ En el período comprendido entre los años 1980 y 2022 las exportaciones hacia estos diez países alcanzaron, aproximadamente, al 67% del total de exportaciones totales de bienes de Uruguay. Para la construcción de esta serie se utilizó la información generada por Uruguay XXI y el BCU.

⁵ En la sección en que se presentan los resultados se aporta información, también, sobre las estimaciones de la brecha del producto y del crecimiento subyacente resultantes de la aplicación de la metodología denominada de la Función de Producción utilizada por el Ministerio de Economía y Finanzas de Uruguay y disponible en <https://www.gub.uy/ministerio-economia-finanzas/sites/ministerio-economia-finanzas/files/2023-06/Comunicado%20N%C2%BA2-%20C%C3%A1culo%20de%20Producto%20Interno%20Bruto%20%28PIB%29%20Potencial%20y%20Brecha%20del%20PIB.pdf>.

(*slope*) del componente tendencial de la serie. Este procedimiento metodológico permite desagregar el nivel estimado de la tendencia y la pendiente (*slope*), mientras que la brecha del producto surge directamente de la estimación del correspondiente componente cíclico.

El análisis multivariado se implementó considerando una generalización de los modelos propuestos por Harvey (1989). Este tipo de representaciones, conocidas como ecuaciones de series de tiempo aparentemente no relacionadas (*Seemingly unrelated time series equations*, SUTSE), modelizan las series temporales incorporando los vínculos entre las diferentes series individuales, considerando la estructura de correlaciones entre las perturbaciones estocásticas correspondientes a cada una de las ecuaciones consideradas en el análisis (Harvey y Koopman, 1997). A partir de hipótesis sobre la relación esperada entre las perturbaciones de las variables para cada componente se especifica la forma de la matriz de correlaciones de las perturbaciones de cada componente. En esta metodología se requiere seleccionar el conjunto de variables relevantes desde el punto de vista teórico que permitan aportar información del entorno en la estimación del crecimiento subyacente y de la brecha de producto.

En este trabajo se incluyeron variables que contienen información relevante para la estimación de la brecha de producto. La curva de Phillips sugiere que la inflación aporta información sobre la brecha de producto y para incorporar el argumento conocido como ley de Okun se considera la información aportada por la tasa de desempleo. A efectos de considerar la influencia del contexto externo, especialmente relevante para una economía pequeña y abierta como la de Uruguay, se incluye una variable que trata de representar la demanda de exportaciones. En síntesis, las variables incluidas en el modelo multivariado son el PIB, la inflación, la tasa de desempleo y el indicador sintético de actividad económica del resto del mundo relevante, construido a partir de ponderadores que representan la participación de los distintos países en la estructura de las exportaciones.

Modelos estructurales de series temporales

En lo que sigue se realiza una breve reseña de las principales expresiones analíticas de los modelos estructurales utilizados en este trabajo. En el Anexo A se exponen con mayor detalle estas metodologías de estimación de componentes inobservables. La especificación de los modelos multivariados puede considerarse como una generalización de los modelos univariados. Una síntesis de los principales resultados de las estimaciones de los modelos para la economía uruguaya se presenta en el Anexo B.

En los modelos estructurales de series temporales, las series de tiempo se desglosan en un conjunto de componentes no observables, donde cada componente es formulado como un proceso estocástico que evoluciona en el tiempo:

$$(1) \quad Y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \epsilon_t,$$

donde Y_t es un vector ($N \times 1$), que contiene los datos de las series observadas, $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t} \dots y_{N,t})'$, μ_t representa al vector de tendencias, ψ_t al ciclo, γ_t contiene las oscilaciones correspondientes a las periodicidades estacionales y ϵ_t es el vector de perturbaciones aleatorias que no tienen más que una influencia puntual sobre la trayectoria del vector. En todos los casos, se utilizan letras en negrita para representar que se trata de vectores.

La representación matricial de la ecuación (1) para $N=4$ puede expresarse de la siguiente manera:

$$(1') \begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \\ \mu_{3,t} \\ \mu_{4,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \psi_{1,t} \\ \psi_{2,t} \\ \psi_{3,t} \\ \psi_{4,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{1,t} \\ \gamma_{2,t} \\ \gamma_{3,t} \\ \gamma_{4,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \\ \epsilon_{4,t} \end{pmatrix},$$

donde $\epsilon_t = (\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t}, \epsilon_{3,t}, \epsilon_{4,t})^T \sim NID(0, \Sigma_\epsilon)$ siendo Σ_ϵ la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias de dimensión (N x N).

El detalle de los modelos para cada componente se incluye en el Anexo A, en lo que sigue se centra la atención en la modelización del componente tendencial, a partir del cual se estima la tasa de crecimiento subyacente y el componente cíclico que aporta estimaciones sobre la brecha del producto.

La expresión multivariada para la modelización de una tendencia que evoluciona en el tiempo tanto en su nivel como en su pendiente (*Local linear trend model*) se especifica a partir de paseos aleatorios multivariantes:

$$\begin{aligned} (2) \quad \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad \text{con } \eta_t \sim NID(0, \Sigma_\eta^2), \\ (3) \quad \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \quad \text{con } \zeta_t \sim NID(0, \Sigma_\zeta^2). \end{aligned}$$

Las perturbaciones ζ_t dan el carácter aleatorio a las pendientes y el carácter estocástico del nivel se lo dan sus propias perturbaciones η_t . Las matrices Σ_η^2 y Σ_ζ^2 contienen las varianzas y covarianzas de las perturbaciones de los niveles (μ_t) y de las pendiente (β_t), que representan el crecimiento subyacente. Para especificar un modelo en que las pendientes fueran constantes a lo largo del tiempo, ($\beta_t = \beta_{t-1}$ para todo t), bastaría con imponer que las varianzas de ζ_t sean cero. En el caso en que los niveles permanecieran constante a lo largo, las varianzas de η_t , también, deberían ser nulas. En este caso, si además se considerara que $\beta_t = \beta_{t-1} = 0$ para todo t , la representación (2) –(3) colapsaría en lo que se conoce como *local level model*, que se puede expresar como:

$$(2') \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \quad \text{con } \eta_t \sim NID(0, \Sigma_\eta)$$

En estos modelos los componentes de las distintas series temporales se vinculan a través de las correlaciones contemporáneas que se encuentran fuera de la diagonal de las matrices Σ_η , Σ_ζ , Σ_ϵ , pudiendo considerarse una variada cantidad de situaciones, incluido el caso en que las distintas perturbaciones tengan correlaciones contemporáneas distintas de cero.

Por su parte, en los modelos estructurales de series temporales multivariados el componente cíclico se representa de la siguiente manera:

$$(4) \quad \begin{pmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{pmatrix} = \rho \left\{ \begin{pmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{pmatrix} \otimes I_{r_\psi} \right\} \begin{pmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{pmatrix},$$

siendo κ_t y κ_t^* perturbaciones con esperanza cero, mutuamente independientes y con varianza común, $\Sigma_\kappa = \Sigma_{\kappa^*}$ (N x N). Estas perturbaciones no están correlacionadas ni con ϵ_t , ni η_t , ni ζ_t . Si el rango de la matriz $\Sigma_\kappa < N$, implica la existencia de ciclos comunes.

En la especificación del componente cíclico es conveniente incluir un factor de amortiguación ρ ($0 < \rho < 1$) que le da flexibilidad a la especificación y asegura que la estimación resultante corresponde a un proceso estacionario. La frecuencia cíclica λ_c está asociada a las periodicidades típicas del ciclo macroeconómico (entre 1,5 y 10 años).

En el componente cíclico, como en la tendencia, la estacionalidad y el componente irregular, se pueden establecer vínculos entre las perturbaciones de los componentes de las distintas series que se encuentran en las respectivas matrices de varianzas y autocovarianzas. En concreto, cuando la matriz es de rango completo, se permite que existan correlaciones entre las perturbaciones de los componentes de las series. Si la matriz fuera diagonal, se estaría imponiendo la restricción de que las correlaciones entre las diferentes perturbaciones sean cero. Que los elementos de la diagonal principal sean mayores a cero (varianzas sin restringir), indican que el componente de la variable en cuestión es aleatorio.

En este tipo de modelos las propiedades estadísticas de las series se formulan explícitamente en el modelo seleccionado para cada componente y en cada una de las series. Todos los hiper-parámetros (varianzas, factor de amortiguación, frecuencias cíclicas y estacionales) se estiman por máxima verosimilitud.

Las estimaciones de crecimiento subyacente y brecha de producto que resultan de la aplicación del filtro HP sobre la serie de tendencia-ciclo se realizaron en el programa EViews. Las estimaciones que resultan de aplicar la metodología de modelos estructurales de series temporales - univariados y multivariados- se realizó en el programa STAMP (Koopman, S.J.; Lit,R.; Harvey, A.C, Doornik, J.A, Shephard, N., 2022)), que se encuentra implementado en Ox-metrics 9.

4.3 Incertidumbre en las estimaciones

No hay consenso acerca de cuál es el mejor método para estimar componentes inobservables como el crecimiento subyacente y la brecha de producto. Proietti *et al.* (2020) resumen la evidencia empírica existente con el propósito de ilustrar sobre las diferencias que surgen de la aplicación de metodologías alternativas para la estimación de componentes inobservables que se van revisando a medida que se va incorporando información actualizada. La evidencia aportada por los autores muestra que las estimaciones puntuales de los componentes inobservables van convergiendo gradualmente hacia sus estimaciones definitivas, aunque existen diferencias apreciables entre las estimaciones que surgen de la aplicación de diversos procedimientos metodológicos. De hecho, la sensibilidad de las estimaciones a la metodología utilizada puede considerarse como una fuente de incertidumbre. Esta fuente de incertidumbre es especialmente importante en el caso de las estimaciones del crecimiento subyacente y de la brecha del producto.

De manera más general, es posible identificar tres fuentes de incertidumbre que se encuentran presentes en las estimaciones del crecimiento subyacente y de la brecha del producto:

1. **Incertidumbre asociada al método de estimación:** que se manifiesta, en particular, a través de diferencias en las estimaciones puntuales de los componentes inobservables.
2. **Incertidumbre inherentes al proceso de revisión de los datos:** las estadísticas de la Contabilidad Nacional sufren ajustes que suelen afectar, en general, a los últimos datos de la muestra, pero que en determinadas ocasiones pueden implicar cambios cuantitativamente más importantes en los datos publicados correspondientes a varios años pasados (esto ocurre cuando se realizan ajustes metodológicos significativos en los procedimientos de estimación, incluyendo cambios de base en las estadísticas de Contabilidad Nacional).

3. **Incertidumbre vinculada a la actualización de las estimaciones:** cada vez que se incorpora nueva información, las estimaciones de los componentes inobservables se van modificando, sea cual fuere la metodología de estimación utilizada (la extensión, la magnitud y el signo de los cambios que provoca la actualización de los datos depende de la metodología de estimación aplicada).

Caracterizar la incertidumbre es especialmente importante cuando las estimaciones que se realizan en tiempo real, en la medida en que estas estimaciones son utilizadas para la toma de decisiones en materia de política fiscal y, por ende, resulta fundamental para dar cuenta de la orientación de la política fiscal. Cuando ocurren revisiones en las estimaciones pasadas del crecimiento subyacente y de la brecha del producto, en cierto sentido, se está “reescribiendo la historia”. Dado que el proceso de revisión de las estimaciones de los componentes inobservables es intrínseco a la totalidad de los procedimientos de extracción de señales disponibles, la historia se reescribe de forma continua. Precisamente, el proceso de actualización de las estimaciones ilustra acerca de la incertidumbre implícita en las estimaciones iniciales y, por ende, merece ser tenido en cuenta por los hacedores de política al adoptar sus decisiones y por los analistas que pretenden evaluar críticamente los riesgos a los que se encuentran expuestas las decisiones en materia de política fiscal.

Como se ha subrayado en secciones anteriores, las **revisiones en los datos** del PIB provienen de la publicación de nueva información, al incorporarse cada nuevo dato trimestral a la muestra, de las revisiones en los datos pasados que periódicamente realiza el BCU y de la aplicación de cambios metodológicos en la Contabilidad Nacional.

Empíricamente, es posible recoger las revisiones provenientes de todas estas fuentes analizando la información contenida en la base de datos en tiempo real. La diferencia entre los valores ($y_t^{vt+1} - y_t^{vt}$) contiene la información de **revisión en los datos** entre dos períodos consecutivos. Mide la modificación que tuvo el dato de la serie del PIB hasta el año t , una vez que se conocen los nuevos datos correspondientes a lo publicado por el BCU en el periodo $t+1$ ($t = 2010, \dots, 2022$).

Los cambios atribuibles al proceso de revisión surgen de la combinación de dos factores. En primer lugar, de los cambios que se produzcan en los datos divulgados por el BCU, lo que da lugar a un proceso de reestimación de los componentes inobservables. De este modo, la diferencia entre las estimaciones de los componentes entre dos *vintages*, da cuenta de la correspondiente **revisión en la estimación**.

Utilizando la notación usual para representar los componentes inobservables propuesta por Harvey (1989), si se denomina β_t al crecimiento subyacente del PIB y ψ_t a la brecha de producto, con la incorporación de nueva información se obtienen nuevas estimaciones de los componentes inobservables, tanto del crecimiento subyacente ($\beta_{v2010,t}, \beta_{v2011,t}, \dots, \beta_{v2022,t}$), como de la brecha de producto ($\psi_{v2010,t}, \dots, \psi_{v2022,t}$). De este modo, es posible calcular $re_{\beta_t^{vt,vt+1}}$, la **revisión a un año en la estimación del crecimiento subyacente** y $re_{\psi_t^{vt,vt+1}}$, la **revisión a un año en la estimación de la brecha de producto**:

$$(5) \text{ } re_{\beta_t^{vt,vt+1}} = \beta_t^{vt+1} - \beta_t^{vt}$$

$$(6) \text{ } re_{\psi_t^{vt,vt+1}} = \psi_t^{vt+1} - \psi_t^{vt}$$

Estas medidas ofrecen información sobre el papel de la revisión de los datos como fuente de incertidumbre de las estimaciones del crecimiento subyacente y de la brecha del producto, aportando estimaciones del error implícito en las estimaciones en tiempo real.

5 Caracterización de la incertidumbre en las estimaciones de brecha de producto y crecimiento subyacente en Uruguay

A partir del trabajo para la economía de Estados Unidos de Orphanides y van Norden (2002), se ha desarrollado un conjunto de trabajos, especialmente para Europa, que se ocupan de analizar la fiabilidad de las estimaciones de producto potencial y/o de la brecha de producto. Algunos de ellos, prestan especial atención en la evaluación comparativa de las diferentes metodologías y analizan la incertidumbre asociada a las estimaciones realizadas a partir de diversos procedimientos. A tales efectos, se definen indicadores que permiten aproximar los niveles de precisión de las estimaciones que surgen de la aplicación de las distintas alternativas metodológicas disponibles. Mitchell (2003) reproduce para la Eurozona el ejercicio que realizan Orphanides y van Norden para Estados Unidos, analizando la precisión de las estimaciones y su incertidumbre. En el trabajo de Marcellino y Musso (2011) se caracteriza la incertidumbre de las estimaciones en tiempo real de la brecha del producto para la Euro Área, utilizando una base de datos en tiempo real que incluye *vintages* desde el año 1999 al 2010. Chen y Mills (2012) analizan la precisión de las estimaciones y la incertidumbre para una única brecha de producto agregada para la Euro área mediante una variedad de especificaciones de modelos estructurales multivariados. Casey (2019) presenta estimaciones de la brecha del producto para Irlanda, aproximando la incertidumbre a través de una combinación de las estimaciones realizadas a partir de un conjunto de modelos. Más recientemente, Proietti et al. (2020) analizan la incertidumbre en las estimaciones de producto potencial de Italia.

Los resultados que emergen de este tipo de estudios coinciden en subrayar que, dado que las estimaciones son sensibles a la metodología aplicada, lo más adecuado desde el punto de vista técnico es considerar estimaciones de la brecha del producto y del crecimiento subyacente aplicando múltiples procedimientos de estimación. Las diferencias que se constatan entre las distintas estimaciones, representa un aporte valioso a la hora de caracterizar la incertidumbre intrínseca a la estimación de los indicadores que se utilizan para implementar las correcciones cíclicas del déficit fiscal.

5.1 Incertidumbre asociada al método aplicado

A efectos de obtener una primera aproximación a la incertidumbre asociada a la estimación de la brecha del producto y el crecimiento subyacente es importante considerar las estimaciones generadas por los diferentes procedimientos estadístico-económicos expuestos en la sección anterior, considerando la *vintage* que incluye los datos trimestrales del PIB de la economía uruguaya hasta el cuarto trimestre del año 2022. El análisis de las estimaciones correspondientes a dicha *vintage* aporta información sobre la sensibilidad de las estimaciones con que evalúa la posición fiscal del año 2022, reproduciendo las condiciones en que las autoridades económicas definen el rumbo de la política fiscal para el año 2023, considerando los últimos datos disponibles.

Tabla 1: Brecha de producto y crecimiento subyacente, *vintage* 2022

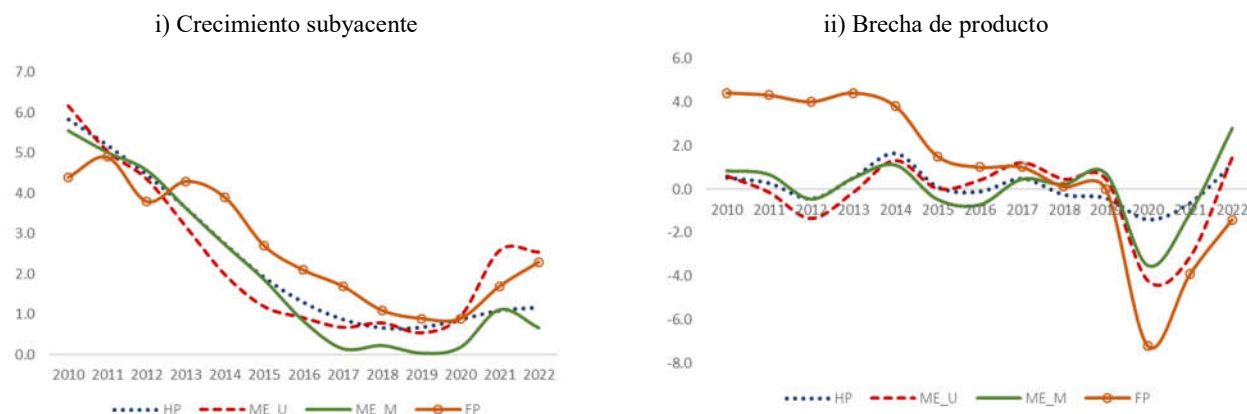
	Brecha de producto						Crecimiento subyacente					
	HP	ME_U	ME_M	FP	Min	Max	HP	ME_U	ME_M	FP	Min	Max
2010	0.53	0.59	0.84	4.40	0.53	4.40	5.83	6.18	5.55	4.40	4.40	6.18
2011	0.28	-0.16	0.68	4.30	-0.16	4.30	5.18	5.05	5.01	4.90	4.90	5.18
2012	-0.43	-1.36	-0.45	4.00	-1.36	4.00	4.45	4.36	4.57	3.80	3.80	4.57
2013	0.54	-0.18	0.50	4.40	-0.18	4.40	3.63	3.17	3.63	4.30	3.17	4.30
2014	1.65	1.29	1.11	3.80	1.11	3.80	2.73	1.98	2.72	3.90	1.98	3.90
2015	0.10	0.01	-0.47	1.50	-0.47	1.50	1.91	1.18	1.85	2.70	1.18	2.70
2016	-0.10	0.39	-0.72	1.00	-0.72	1.00	1.29	0.91	0.83	2.10	0.83	2.10
2017	0.50	1.20	0.45	1.00	0.45	1.20	0.87	0.67	0.14	1.70	0.14	1.70
2018	-0.25	0.44	0.22	0.10	-0.25	0.44	0.66	0.78	0.22	1.10	0.22	1.10
2019	-0.41	0.44	0.72	0.00	-0.41	0.72	0.67	0.54	0.03	0.90	0.03	0.90
2020	-1.39	-4.22	-3.51	-7.20	-7.20	-1.39	0.86	0.94	0.18	0.90	0.18	0.94
2021	-0.61	-3.13	-1.10	-3.90	-3.90	-0.61	1.09	2.58	1.11	1.70	1.09	2.58
2022	1.17	1.44	2.80	-1.40	-1.40	2.80	1.16	2.54	0.66	2.30	0.66	2.54
Desvío	0.79	1.70	1.46	3.53			1.84	1.84	2.02	1.43		

Fuente: Elaboración propia y MEF

Nota 1: Las estimaciones se realizaron a partir de la serie trimestral y se anualizaron a los efectos de contar con una medida anual que posibilite la comparación.

Nota 2: **HP:** Filtro de Hodrick – Prescott sobre estimaciones del componente de tendencia-ciclo del PIB a partir de la aplicación de la rutina SEATS; **ME_U:** Modelos estructurales de series temporales univariados; **ME_M:** Modelos estructurales de series temporales multivariados; **FP:** Función de Producción (MEF, Comunicado N°2 del MEF, junio de 2023).

Figura 1: Evolución del crecimiento subyacente y la brecha de producto



Fuente: Elaboración propia

En la Tabla 1 y Figura 1 se presentan las estimaciones del crecimiento subyacente y de la brecha del producto para el periodo comprendido entre los años 2010 y 2022 que surgen de la aplicación de los tres procedimientos considerados en este trabajo, incluyendo a efectos comparativos las estimaciones que realiza el MEF aplicando la metodología de Función de Producción (FP) que fueron publicadas en el Comunicado N°2 del Ministerio de Economía y Finanzas de junio de 2023.

Las estadísticas descriptivas que se reportan al final de la Tabla 1 dan cuenta de las diferencias entre las estimaciones puntuales correspondientes a cada componente. Las metodologías HP, ME_U y ME_M muestran una dinámica similar en lo que refiere a las estimaciones el crecimiento subyacente

para el período comprendido entre los años 2010 y 2017, periodo en el cual las distintas estimaciones concuerdan en el un descenso sistemático de las perspectivas de crecimiento a largo plazo, partiendo de niveles históricamente elevados. La disminución del crecimiento subyacente se observa, también, en las estimaciones realizadas a partir del método de la FP, aunque existen diferencias notorias en los primeros años del periodo analizado, mostrando una menor suavidad hasta 2014. Entre los años 2016 y 2019 las estimaciones coinciden en que se produce un freno en la tendencia decreciente, nuevamente con la excepción de las estimaciones por FP. Entre 2020 y 2021 todos los procedimientos coinciden en que el crecimiento subyacente aumenta. En el año 2022 las estimaciones muestran resultados menos coincidentes. Aplicando el procedimiento ME_M se estima una nueva caída del crecimiento subyacente, en tanto las estimaciones puntuales del crecimiento subyacente al aplicar HP y FP muestran la continuidad de la mejora en las perspectivas de crecimiento a largo plazo. Las estimaciones que surgen de la aplicación de ME_U son las más elevadas y muestran una relativa estabilidad respecto al año anterior.

La información aportada en la Tabla 1 ilustra sobre las diferencias que se observan en las estimaciones puntuales del crecimiento subyacente atribuibles a los métodos considerados y ofrece una aproximación a la incertidumbre asociada al uso de los distintos procedimientos. En la medida en que se está trabajando con las estimaciones correspondientes a la *vintage* 2022 parece razonable que las discrepancias en las estimaciones puntuales producidas por los tres procedimientos utilizados en este trabajo sean considerablemente inferiores en los primeros años del periodo analizado. Entre los años 2010 y 2020 la distancia entre el valor mínimo y el valor máximo de las estimaciones puntuales del crecimiento subyacente es algo superior a 1 punto porcentual. Si en cambio se consideran las estimaciones correspondientes al último año, las discrepancias se vuelven más apreciables, alcanzando en 2022 a casi 2 puntos porcentuales. Las discrepancias atribuibles al método resultan ser cuantitativamente importantes, precisamente, en los momentos que se están adoptando las decisiones sobre la orientación de la política fiscal y cuando se está determinando la magnitud corrección cíclica del déficit fiscal correspondiente a ese año.

Por su parte, los resultados correspondientes a las estimaciones de brecha de producto muestran, también, la sensibilidad respecto a la metodología utilizada. Al igual que se señaló en el caso del crecimiento subyacente las discrepancias se acentúan en los tres últimos años del final de la muestra. La variabilidad de los resultados se expresa, tanto en las diferencias entre las estimaciones puntuales correspondientes a los distintos procedimientos, como en la existencia de cambios de signo de la brecha del producto. Este último aspecto es especialmente relevante, en la medida en las discrepancias de signo implican que los distintos procedimientos pueden estar indicando diferencias no sólo sobre la magnitud del ajuste cíclico del déficit fiscal, sino en que dicha corrección se expresa en una mejora o en un deterioro del resultado fiscal observado.

En la Figura 1 panel ii) puede apreciarse que las mayores diferencias se observan respecto al método FP, que estima brechas del producto positivas considerablemente más elevadas que los otros tres procedimientos para los cinco primeros años del periodo analizado y, además, cuantifica brechas negativas mucho más importantes en el año 2020, cuando la economía uruguaya se vio impactada por la emergencia sanitaria del Covid-19.

Es importante subrayar que, incluso en períodos en que la distancia entre las diferentes estimaciones se acorta (2017-2019), los signos de las estimaciones de la brecha del producto de los diferentes procedimientos sólo concuerdan en el año 2017. Por ejemplo, en los años 2015 y 2016 los procedimientos HP, ME_U y ME_M no presentan concordancias notorias en el signo de la brecha

del producto, aunque las estimaciones puntuales se ubican muy cercanas a cero. En estos años las estimaciones que surgen de la aplicación del método de FP indican que la brecha del producto habría sido positiva. Tampoco hay coincidencia en el signo en los años 2018 y 2019. En los dos años siguientes, los resultados de la aplicación de los diferentes métodos convergen nuevamente en el signo negativo de la brecha de producto, aunque las magnitudes de los correspondientes ajustes cíclico son sustancialmente distintas. En el año 2022 la brecha de producto estimada por HP, ME_U y ME_M indican una posición cíclica positiva, en tanto la estimación de la FP indicaría que aun siendo negativa. Tomando todo el período, 2010-2022, sólo en el 30% de los casos los signos de las brechas estimadas por los cuatro métodos coinciden.

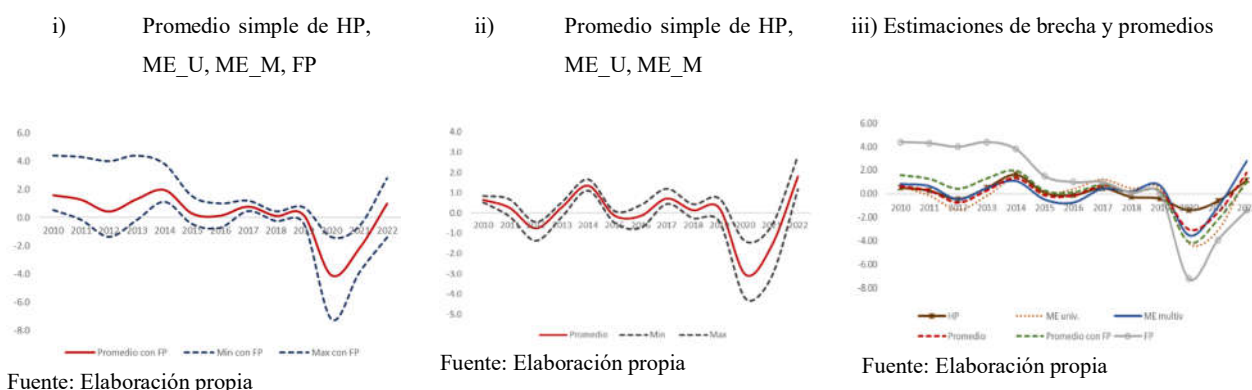
La mayor dispersión de las estimaciones puntuales de la brecha del producto corresponde al año 2020 en que las discrepancias entre el valor máximo y mínimo fue de casi 6 puntos porcentuales, poniendo en evidencia que las diferentes metodologías arrojan resultados muy diferentes en circunstancias de cambios abruptos en el nivel de actividad, lo que parece indicar que la incertidumbre sobre las estimaciones de las brechas del producto se amplifican, cuando la economía se ve afectada por shocks negativos de gran magnitud. Las consecuencias de esta constatación se manifiestan en que en circunstancias de crisis recesivas los diversos procedimientos de estimación pueden conducir a ajustes cíclicos del déficit fiscal muy diferentes y que, por ende, pueden cometerse errores de diagnóstico significativos en materia de orientación de la política fiscal.

Atendiendo a este tipo de problemas, algunos autores como Murray (2014), Ódor y Jurašecová (2014), Casey (2019), Cuerpo et al. (2020) y Proietti et al. (2020) sugieren que lo más conveniente es utilizar combinaciones de estimaciones generadas a partir de varias aproximaciones metodológicas, como forma de estabilizar los resultados y de reducir la variabilidad de los mismos. De este modo, se intenta subsanar, o al menos mitigar, la posibilidad de cometer grandes errores en la evaluación de la posición cíclica en que se encuentra la economía.

En Timmerman (2006) y Aiolfi et al. (2010), se muestra que el promedio simple de los pronósticos, tienen un mejor desempeño que el mejor pronóstico basado en modelos, aplicar estos resultados y explorar la alternativa de combinación de estimaciones para los componentes no observables es una estrategia a evaluar para reducir las revisiones en las estimaciones y por tanto la incertidumbre asociada.

Como una primera aproximación a la propuesta, se representa en la Figura 2, trayectoria de la brecha de producto promedio entre las estimaciones, para la *vintage* 2022. Los valores máximos y mínimos entre las metodologías para cada año determinan un rango inferior y superior de variabilidad entre las estimaciones. En el panel i) se incluye en el promedio la estimación de brecha por función de producción (FP), en el panel ii) la trayectoria sin incluir FP y en el panel iii) se muestran todas las estimaciones y los promedios. A través de estos tres paneles se puede observar gráficamente las distintas alternativas. Dada la enorme incertidumbre de las estimaciones de brecha de producto por PF, los “intervalos” se comprimen cuando se utiliza solo los otros tres métodos.

Figura 2: Estimaciones de brecha de producto por varias metodologías y promedios simples



En el caso de Uruguay esta alternativa metodológica ha sido adoptada por el BCU que realiza estimaciones de crecimiento subyacente y de brecha de producto, considerando un conjunto de siete metodologías diferentes. En el trabajo de Güenaga et al. (2014), que es citado como antecedente directo de la metodología adoptada por el BCU, a efectos de ilustrar acerca de la incertidumbre asociada al método aplicado se presentan estimaciones de producto potencial y de la brecha de producto realizadas por tres metodologías y se calcula el promedio que surge de la combinación de las mismas.

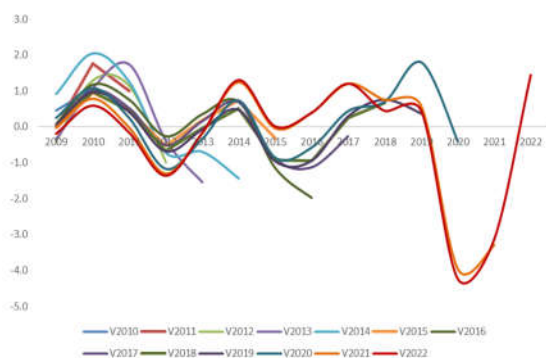
5.2 Actualización de los datos y revisión de las estimaciones

Las cuantificaciones del crecimiento subyacente y de la brecha del producto son revisadas toda vez que llega nueva información sobre las variables que se consideran en la estimación de estos inobservables. Al respecto, existe evidencia empírica para distintos países (véase, Orphanides y van Norden, 2002; Mitchell, 2003; Marcellino y Musso, 2011) sobre cómo las estimaciones de la brecha del producto y del crecimiento subyacente se modifican ante cambios en datos pasados o ante la incorporación de nueva información. La actualización de los datos que lleva a la revisión de las estimaciones de los componentes inobservables es, por tanto, una fuente de incertidumbre que debería ser tomada en cuenta a la hora de definir la orientación de la política fiscal.

Para analizar las implicaciones que tiene el proceso de actualización de los datos es necesario adoptar una perspectiva dinámica, en que se considere de manera explícita el proceso de revisión de las estimaciones. A tales efectos, en esta parte del trabajo se procede al análisis de los cambios en las estimaciones del crecimiento subyacente y la brecha del producto que se producen a lo largo del tiempo y se analizan las implicaciones que tiene el proceso de revisión de las estimaciones sobre la orientación de la política fiscal. La evaluación de esta fuente de incertidumbre se realiza a partir de la consideración de la secuencia de estimaciones que surge de considerar las 13 *vintages* correspondientes al periodo 2010-2020.

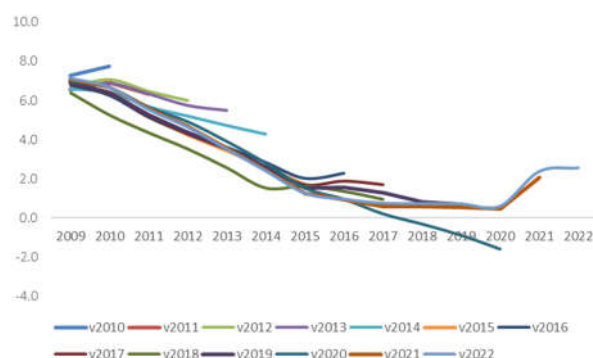
Cada línea de las Figuras 3 a 8 representa la estimación en tiempo real de cada componente inobservable. A través del análisis de esta información puede visualizarse la secuencia de los cambios que van ocurriendo al incluir un año adicional de la información contenida en una nueva *vintage* para cada uno de los tres métodos de estimación considerados. Las Figuras 3 y 4 corresponden a la secuencia de estimaciones que surge de la aplicación del ME_U, las Figuras 5 y 6 contienen las estimaciones realizadas a partir del ME_M y en las Figuras 7 y 8 se representa la secuencia correspondiente al filtro HP.

Figura 3: Brecha de producto estimada por ME_U, *vintages* 2010-2022



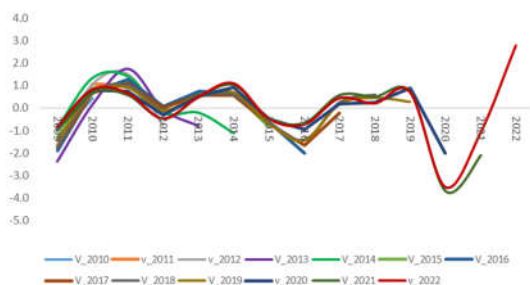
Fuente: Elaboración propia

Figura 4: Crecimiento subyacente estimado por ME_U, *vintages* 2010-2022



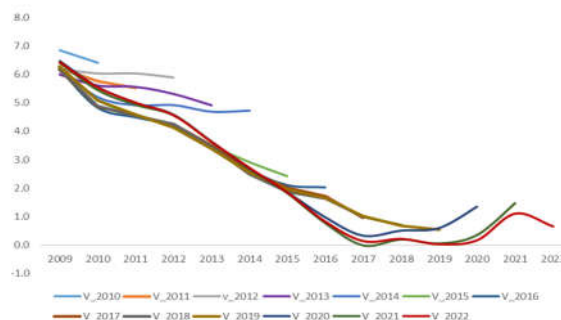
Fuente: Elaboración propia

Figura 5: Brecha de producto estimada por ME_M, *vintages* 2010-2022



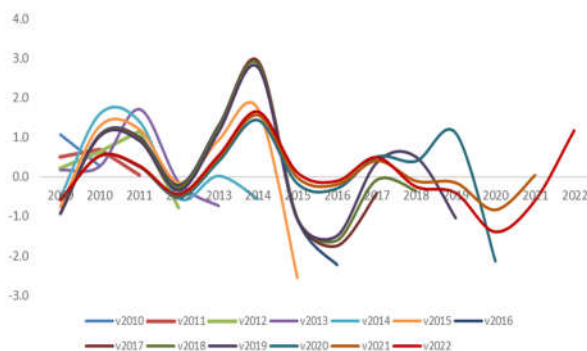
Fuente: Elaboración propia

Figura 6: Crecimiento subyacente estimado por ME_M, *vintages* 2010-2022



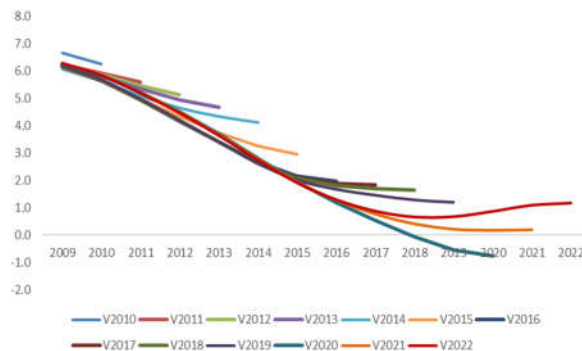
Fuente: Elaboración propia

Figura 7: Brecha de producto estimada por HP, *vintages* 2010-2022



Fuente: Elaboración propia

Figura 8: Crecimiento subyacente estimado por HP, *vintages* 2010-2022



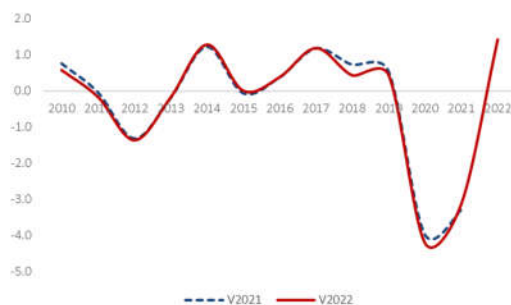
Fuente: Elaboración propia

En la Figura 3, en que se presenta la secuencia de estimaciones de la brecha del producto por ME_U, se pueden apreciar las distancias existentes entre la brecha estimada con la *vintage* 2020 de las estimadas uno y dos años más tarde, o sea contando con la información de las *vintages* 2021 y 2022. Los resultados muestran que la estimación realizada en 2020 en tiempo real subestimó la magnitud de la brecha del producto negativa y que las estimaciones para dicho año considerando las dos siguientes *vintages* corrigen el sesgo de las estimaciones iniciales. Una distorsión similar se puede observar en la Figura 4, en que el valor estimado en tiempo real del crecimiento subyacente con la *vintage* de 2020 era negativo y que, cuando se incorpora la información actualizada correspondiente a los años 2021 y 2022, las estimaciones iniciales cambian de signo. Estas estimaciones alertan que es posible que los diagnósticos y las definiciones acerca de la orientación de la política fiscal que se realizan en tiempo real pueden ser erróneas y muestran que los sesgos en las estimaciones iniciales pueden plantear inconsistencias temporales que pueden distorsionar la capacidad acción contracíclica de la política fiscal. En las Figuras 7 y 8, la brecha de producto y crecimiento subyacente estimados por HP se observa la misma situación, lo que muestra que el problema no es específico de un determinado método de estimación. En cambio, si se consideran las estimaciones por ME_M que se presentan en las Figuras 5 y 6 este problema no ocurre y se pueden observar que las distancias entre la secuencia de las estimaciones de la brecha del producto y del crecimiento subyacente son menos distinguibles.

A efectos de analizar de manera específica la entidad de los cambios que se producen en las estimaciones iniciales de la brecha del producto y del crecimiento subyacente, en las Figuras 9 y 10 se comparan las estimaciones para las *vintages* 2021 y 2022 implementadas a partir de ME_U y de ME_M. Puede apreciarse que las trayectorias que describen ambos métodos entre 2010 a 2021 son casi idénticas, lo que estaría indicando en este caso que el proceso de revisión de las estimaciones no tiene por qué implicar cambios de entidad respecto a las estimaciones iniciales. En cambio, si se analiza la información incluida en la Figura 11, al estimar la brecha del producto y el crecimiento subyacente por HP, se observan cambios más importantes en las trayectorias y modificaciones en las estimaciones puntuales correspondientes al año 2021, lo que pone en evidencia que el proceso de actualización y revisión de los datos actúa de manera diferente sobre las estimaciones correspondientes a distintos métodos. Finalmente, en la Figura 12 se presentan las trayectorias estimadas por FP. En este caso, se producen las modificaciones más importantes en las secuencias de estimaciones para estos dos años la brecha de producto y del crecimiento subyacente. En particular, es bastante llamativo el cambio que se produce en las estimaciones de crecimiento subyacente correspondientes a estas dos *vintages*, donde se observa una alteración muy notoria de las estimaciones de crecimiento subyacente entre dos años consecutivos. De hecho, si a un analista especializado se le presentaran las estimaciones de la Figura 12 podría pensar que se trata de estimaciones correspondientes a dos países diferentes.

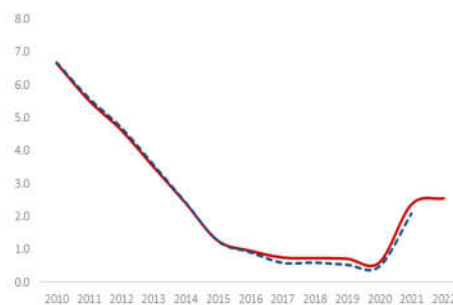
Figura 9: Modificación en la trayectoria de las estimaciones por ME_U, *vintages* 2021-2022

i) Brecha de producto



Fuente: Elaboración propia

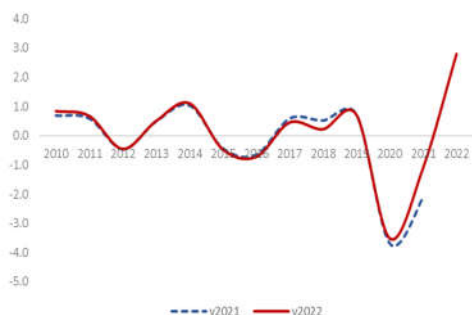
ii) Crecimiento subyacente



Fuente: Elaboración propia

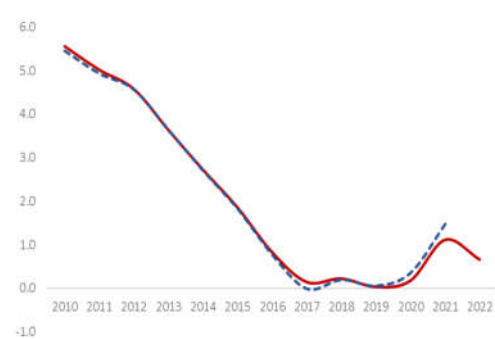
Figura 10: Modificación en la trayectoria de las estimaciones por ME_M, *vintages* 2021-2022

i) Brecha de producto



Fuente: Elaboración propia

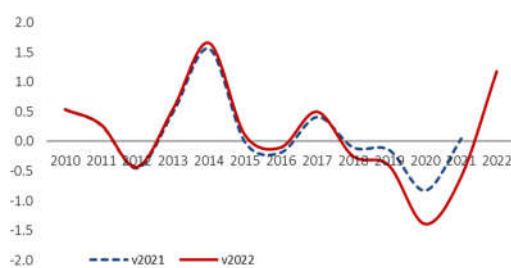
ii) Crecimiento subyacente



Fuente: Elaboración propia

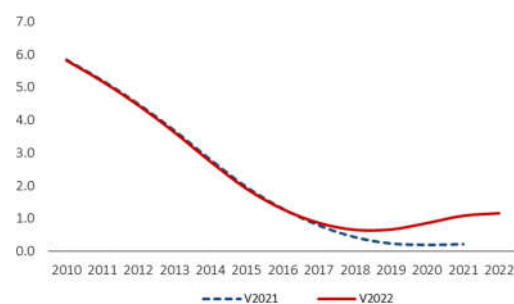
Figura 11: Modificación en la trayectoria de las estimaciones por HP, *vintages* 2021-2022

i) Brecha de producto



Fuente: Elaboración propia

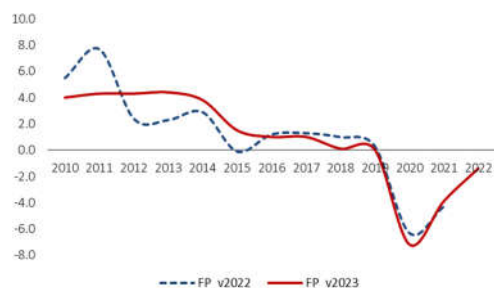
ii) Crecimiento subyacente



Fuente: Elaboración propia

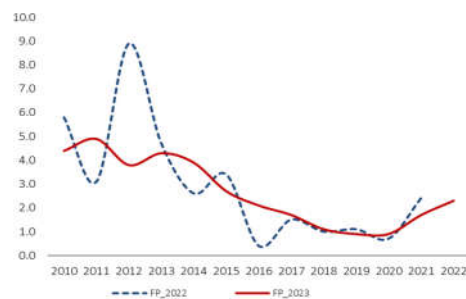
Figura 12: Modificación en la trayectoria de las estimaciones por FP, *vintages* 2021-2022

i) Brecha de producto



Fuente: Elaboración propia

ii) Crecimiento subyacente



Fuente: Elaboración propia

Los resultados obtenidos para Uruguay, en primer término, concuerdan con la abundante evidencia que existe para otros países acerca de la importancia que tiene el método utilizado para implementar las estimaciones de la brecha del producto y el crecimiento subyacente cuando se trata de analizar las implicaciones que tienen el proceso de actualización y revisión de los datos considerados en el análisis (Orphanides y van Norden, 2002). De hecho, el análisis realizado en este trabajo con datos para la economía uruguaya indica que el método seleccionado para estimar los inobservables que determinan el ajuste cíclico del déficit fiscal juega un papel clave en la elaboración del diagnóstico y el uso de un único procedimiento no aporta información suficiente acerca de la incertidumbre implícita en las estimaciones en tiempo real.

5.3 Incertidumbre de las estimaciones en tiempo real

Al igual que ocurre en la labor de predicción, las estimaciones de la brecha de producto y del crecimiento subyacente se modifican a partir de la actualización de la información y de la revisión en los datos pasados. Sin embargo, en términos de incertidumbre la diferencia sustancial entre la actividad predictiva del PIB y las estimaciones del crecimiento subyacente y de la brecha de producto, es que en el primer caso la variable a predecir es observable y la cuantificación del error de predicción es inmediata, mientras que en el segundo se trata de magnitudes inobservables en las que la determinación del error final sólo puede conocerse una vez que el proceso de revisión de las estimaciones iniciales ha culminado y las estimaciones pasan a ser definitivas. Este es un problema típico de los procedimientos de extracción de señales, pero que adquiere connotaciones especialmente importantes cuando se aplica a la estimación de variables que determinan la orientación de la política fiscal de un país. En este contexto, es importante tener en cuenta, por un lado, que la incertidumbre inherente a las estimaciones de inobservables debe ser considerada en el diseño de la metodología con que se implementa el ajuste cíclico del déficit fiscal (Mitchell, 2003). Por otro lado, que el diseño metodológico debe apoyarse en que las decisiones de política fiscal en determinado momento son adoptadas en tiempo real, considerando la información disponible en cada momento.

Para avanzar en la comprensión de los rasgos más salientes de la incertidumbre asociada a las estimaciones en tiempo real de la brecha del producto y el crecimiento subyacente en el caso de la

economía uruguaya es importante contar con información acerca de la magnitud de las revisiones asociadas a las distintas metodologías para el período considerado (2010-2022). La caracterización de la incertidumbre incluye la consideración de las siguientes dimensiones cuantitativas:

- el valor absoluto de las revisiones a un año en las estimaciones iniciales de la brecha del producto y del crecimiento subyacente (Tabla 3 y Figura 13);
- el ratio entre las revisiones a un año en las estimaciones y la estimación inicial de brecha de producto para cada *vintage* (Tabla 4 y Figuras 14 a 16);
- la frecuencia en que ocurre un cambio de signo en las estimaciones de la brecha del producto para todas las *vintages* utilizadas (Tabla 5);
- la frecuencia en que coinciden en el signo de las estimaciones de la brecha de producto por los tres métodos para las diversas *vintages*, a lo largo de todo el período en que se estima la variable (Tabla 1);
- el tiempo de convergencia o estabilización de las estimaciones iniciales, medido como la cantidad de años que se requieren para que las revisiones tiendan a cero, tanto en la brecha de producto como en el crecimiento subyacente (Figuras 17 y 18).

Para recoger evidencia acerca de las características de las revisiones en las estimaciones iniciales realizadas a partir de los tres métodos considerados es necesario recurrir a un procedimiento secuencial de estimación. A tales efectos, el procedimiento que se sigue en este trabajo utiliza la base de datos en tiempo real y procede a realizar estimaciones iniciales de las magnitudes inobservables para cada uno de los 13 años analizados. A través de la secuencia de revisiones en las estimaciones se pretende aportar información acerca de qué forma reacciona cada procedimiento de estimación ante la llegada de nueva información.

Para comenzar a caracterizar la incertidumbre en el proceso de revisión de las estimaciones del crecimiento subyacente ($re_{\beta_t^{vt,vt+1}}$) y de la brecha de producto ($re_{\psi_t^{vt,vt+1}}$) pueden considerarse los siguientes indicadores:

$$(7) \quad re_{\beta_t^{vt,vt+1}} = |\beta_t^{vt+1} - \beta_t^{vt}|$$

$$(8) \quad MAR_{\beta_t^{vt,vt+1}} = \frac{1}{T} \sum |\beta_t^{vt+1} - \beta_t^{vt}|$$

$$(9) \quad re_{\psi_t^{vt,vt+1}} = |\psi_t^{vt+1} - \psi_t^{vt}|$$

$$(10) \quad MAR_{\psi_t^{vt,vt+1}} = \frac{1}{T} \sum |\psi_t^{vt+1} - \psi_t^{vt}| \quad \text{con } T = 12$$

En la Tabla 3 se presentan los valores absolutos de las diferencias entre estimaciones correspondientes a dos años consecutivos para los tres procedimientos considerados en el análisis. El análisis de esta información revela que la magnitud promedio de las revisiones de las estimaciones de brecha de producto calculadas por ME_U y HP se encuentran próximas a 1 punto porcentual. El valor promedio más bajo se registra al utilizar los ME_M y alcanza a 0,7 puntos porcentuales.⁶

⁶ La magnitud de las revisiones es inferior a la reportada por Güenaga et al. (2013), que utilizan datos trimestrales de Uruguay y aplican tres metodologías de estimación de la brecha del producto (HP, FP y filtro de Kalman).

Tabla 3: Revisiones a un año en valores absolutos ($re_{c\beta_t}^{vt,vt+1}$, $re_{\psi_t}^{vt,vt+1}$)

Brecha de producto				Crecimiento subyacente			
	HP	ME_U	ME_M		HP	ME_U	ME_M
2010	0.40	0.69	0.63	2010	0.34	0.81	0.64
2011	1.11	0.14	0.48	2011	0.11	0.13	0.51
2012	0.64	0.61	0.70	2012	0.18	0.25	0.58
2013	0.75	0.86	0.60	2013	0.31	0.77	0.24
2014	2.27	2.16	1.81	2014	0.88	1.68	1.81
2015	1.47	0.82	0.20	2015	0.81	0.33	0.31
2016	0.48	0.84	0.37	2016	0.07	0.40	0.30
2017	0.34	0.51	0.49	2017	0.12	0.34	0.03
2018	0.85	0.09	0.14	2018	0.35	0.14	0.01
2019	2.15	1.42	0.51	2019	1.74	1.57	0.06
2020	1.30	3.55	1.42	2020	0.96	2.06	1.16
2021	0.66	1.90	1.00	2021	0.88	0.27	0.36
Min	0.34	0.09	0.14	Min	0.07	0.13	0.01
Max	2.27	3.55	1.81	Max	1.74	2.06	1.81
Promedio	1.04	1.13	0.70	Promedio	0.56	0.73	0.50
Desvío	0.65	0.99	0.49	Desvío	0.50	0.67	0.52

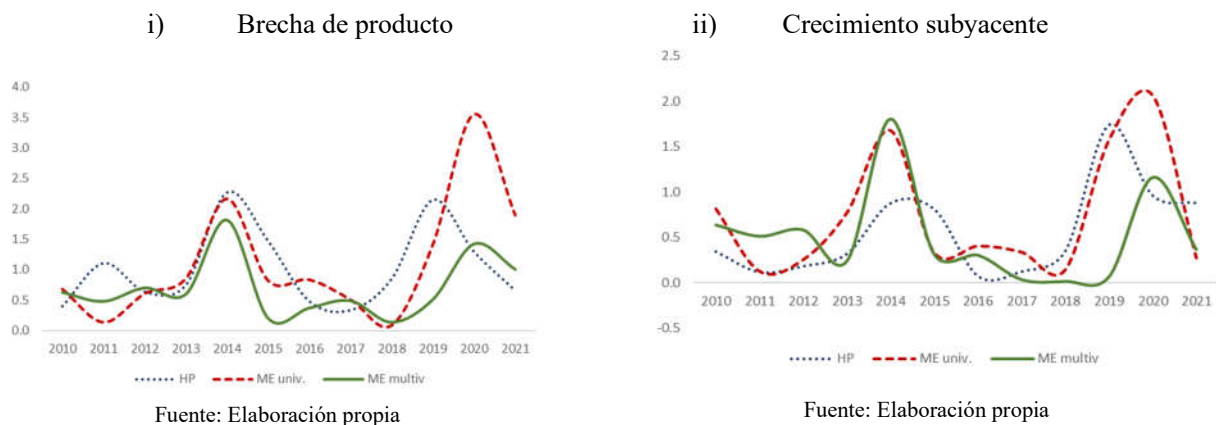
Fuente: Elaboración propia

A los efectos de tener un punto de comparación de la importancia de las revisiones detectadas en este trabajo con lo que ocurre en otros países se puede recurrir a los principales resultados de un conjunto de estudios aplicados, mayormente, al análisis de economías desarrolladas. Para el caso del Reino Unido, Murray (2014) encuentra que las revisiones de las estimaciones por HP de la brecha de producto en un período de 34 años alcanzan los 0,7 puntos porcentuales. Para los países de la OCDE, Bouis et al. (2012) analizaron las revisiones de las estimaciones de la brecha del producto en un lapso de 8 años y encontraron que las mismas se ubican entre 1 punto porcentual y 1,5 puntos porcentuales. Ley y Misch (2013) muestran que la mediana de las revisiones absolutas de las estimaciones de la brecha del producto para 169 países entre 1990 y 2007 alcanza al 2% del PIB. Por su parte, Tereanu et al. (2014), considerando datos provenientes de la Comisión Europea para el período 2003-2012, reportan revisiones al cabo del año en la brecha de producto del 1% del PIB potencial (excluyendo los períodos de crisis) y del 1,5% del PIB potencial entre el período que se realiza el presupuesto y el momento que el mismo es evaluado (2 años). Por último, Bedogni y Meaney. (2018) encuentran que la media de las revisiones absolutas a un año de la brecha de producto de Irlanda alcanza el 1% del PIB. En términos generales, puede afirmarse que revisiones en las estimaciones de brecha de producto para el caso de Uruguay se ubican en línea con las halladas para otros países o conjuntos de países.

En la Tabla 3 puede apreciarse, asimismo, que las estimaciones del crecimiento subyacente se revisan considerablemente menos entre un año y otro que las correspondientes a la brecha de producto. El rango de variación de las estimaciones se ubica entre 0,5 y 0,7 puntos porcentuales y la revisión promedio más baja se obtiene cuando se estima el crecimiento subyacente a partir del método ME_M. Los resultados obtenidos se encuentran en línea con lo que sería una propiedad deseable de las estimaciones del producto potencial como es la suavidad en su comportamiento dinámico. En este sentido, es dable esperar que las estimaciones del crecimiento subyacente no presenten grandes oscilaciones ni saltos bruscos y que las revisiones sean de menor magnitud que en el caso de la brecha de producto.

Un aspecto de interés de las estimaciones realizadas es que el proceso de revisión de las estimaciones en el caso uruguayo no parece ser estable, existiendo algunos años en que la magnitud de la revisión de las estimaciones es especialmente relevante. En concreto, en el período considerado, las tres metodologías presentan un pico en 2014, tanto en lo que refiere a la revisión en las estimaciones de brecha de producto, como a las revisiones del crecimiento subyacente. En la Figura 13 puede apreciarse que el siguiente pico se da durante los años 2019 y 2020. Este resultado, que concuerda con los hallazgos del trabajo de García Cicco y Nuñez (2021), parece estar vinculado al impacto de la crisis sanitaria.

Figura 13: Evolución de las revisiones a un año (en valores absolutos). 2010-2021



El desempeño de las diferentes metodologías, medido a través del desvío estándar de las revisiones absolutas, indica que la mayor variabilidad para el período analizado se encuentra en las estimaciones provenientes de los ME_U, tanto en la brecha de producto como en el crecimiento subyacente. En el otro extremo, la menor variabilidad se observa en las revisiones de las estimaciones que provienen de la metodología multivariada, ME_M.

Es importante tener en cuenta que las medidas de incertidumbre pueden ser utilizadas, también, con el propósito de evaluar el desempeño comparativo de los distintos métodos de estimación, teniendo en cuenta que, en principio, sería preferible un método que origine menores revisiones en promedio y que presente una menor dispersión en las estimaciones en ambos componentes. A la luz de este criterio, la evidencia presentada indica que los mejores resultados se obtienen aplicando ME_M.

Otro indicador que permite calibrar la importancia de las revisiones, es el ratio entre la magnitud de la revisión y el valor de la estimación inicial de la brecha del producto. En la medida en que dicho ratio sea mayor a uno, la magnitud de la revisión sobrepasaría el propio valor de la brecha del producto, lo que estaría indicando que el nivel de imprecisión de las estimaciones iniciales podría ser suficientemente elevado como para que durante el proceso de revisión pudiera producirse un cambio de signo en la estimación de la brecha del producto. En la Tabla 4 y en las Figuras 14 a 16 se presentan los valores de este indicador, indicándose la cantidad de veces en que la revisión superó el valor de la estimación inicial de la brecha del producto. En el caso del filtro HP y de ME_U la magnitud de las revisiones en el 50% de los casos excede a la estimación puntual, mientras que en las estimaciones que surgen de ME_M las revisiones exceden a la brecha en el 33% de los casos. Los datos desglosados por año muestran que, en algunos casos puntuales como en el año 2015, la magnitud de la revisión multiplica varias veces el valor de la estimación inicial de la brecha del producto.

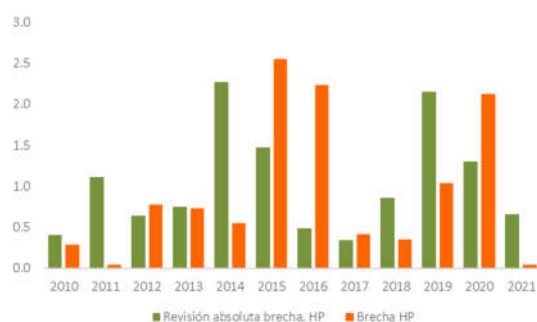
Tabla 4: Relación entre la magnitud de la revisión y la estimación de brecha de producto

	ME_U			ME_M			HP		
	Brecha (v. abs)	Revisión	Ratio rev/brecha	Brecha (v. abs)	Revisión	Ratio rev/brecha	Brecha (v. abs)	Revisión	Ratio rev/brecha
2010	0.59	0.69	1.17	0.84	0.63	0.74	0.53	0.40	0.54
2011	0.16	0.14	0.88	0.68	0.48	0.71	0.28	1.11	1.57
2012	1.36	0.61	0.45	0.45	0.70	1.55	0.43	0.64	0.41
2013	0.18	0.86	4.90	0.50	0.60	1.19	0.54	0.75	0.63
2014	1.29	2.16	1.67	1.11	1.81	1.63	1.65	2.27	1.39
2015	0.01	0.82	75.15	0.47	0.20	0.43	0.10	1.47	3.42
2016	0.39	0.84	2.15	0.72	0.37	0.51	0.10	0.48	0.94
2017	1.20	0.51	0.43	0.45	0.49	1.08	0.50	0.34	0.31
2018	0.44	0.09	0.21	0.22	0.14	0.61	0.25	0.85	1.39
2019	0.44	1.42	3.20	0.72	0.51	0.71	0.41	2.15	3.03
2020	4.22	3.55	0.84	3.51	1.42	0.40	1.39	1.30	3.21
2021	3.13	1.90	0.61	1.10	1.00	0.92	0.61	0.66	0.72
N° veces > 1			0.50			0.33			0.50

Fuente: Elaboración propia

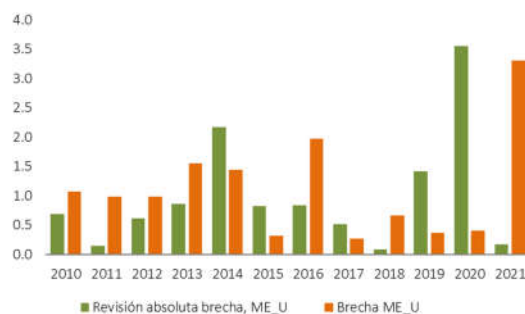
En las Figuras 14 a 16 se representa gráficamente y en forma conjunta las revisiones y las brechas de producto estimadas para las tres metodologías aplicadas.

Figura 14: Dimensión de las revisiones y la brecha de producto (HP)



Fuente: Elaboración propia

Figura 15: Dimensión de las revisiones y la brecha de producto (ME_U)



Fuente: Elaboración propia

Figura 16: Dimensión de las revisiones y la brecha de producto (ME_M)



Fuente: Elaboración propia

Estos resultados se encuentran en línea con los obtenidos por Orphanides y van Norden (2002) para Estados Unidos, en los que las magnitudes de las revisiones en las estimaciones de brecha de producto pueden alcanzar valores similares y aún mayores a las estimaciones iniciales de la brecha de producto. Los autores consideran que esta evidencia pondría en cuestión la fiabilidad de las estimaciones en tiempo real como herramienta para la toma de decisiones en materia de política macroeconómica.

Otra métrica de interés para caracterizar la incertidumbre de las estimaciones de la brecha del producto consiste en medir la frecuencia con que ocurren cambios de signo en las estimaciones, considerando el conjunto de *vintages* disponibles y teniendo en cuenta que la cantidad de veces que puede cambiar de signo cada una de las estimaciones depende de la cantidad de *vintages* que contienen la información de dicho año.

A partir de la información aportada en la Tabla 5 las menores frecuencias relativas de cambio de signo se dan en las metodologías ME_U y ME_M, mientras que en el caso de las estimaciones realizadas a partir del Filtro HP la frecuencia con que ocurre un cambio de signo en la estimación correspondiente a un año es algo más del doble que lo observado en las otras dos metodologías de estimación. La probabilidad de cambio de signo entre una *vintage* y la siguiente en las estimaciones de la brecha de producto por HP, es aproximadamente del 16%, en tanto que la probabilidad de cambio de signo de un año a otro ese ubica entre el 6% y el 7% cuando la brecha de producto se estima con modelos estructurales de series temporales (ME_U y ME_M), lo que estaría indicando que desde la perspectiva de este indicador las estimaciones derivadas de estos procedimientos son preferibles a las del Filtro Hodrick-Prescott.

Tabla 5: Número de veces que cambia el signo de la estimación inicial de un año

	Brecha de producto			N° vintages
	HP	ME univ.	ME multiv	
2010	0	0	0	13
2011	0	0	0	12
2012	0	0	2	11
2013	1	2	1	10
2014	1	1	1	9
2015	1	0	0	8
2016	0	2	0	7
2017	1	1	1	6
2018	2	0	0	5
2019	2	0	1	4
2020	0	0	0	3
2021	1	0	0	2
Frec. Relativa promedio	0.159	0.064	0.067	

Fuente: Elaboración propia

En los años en que la brecha de producto fue significativamente positiva o negativa, la probabilidad de cambio de signo es virtualmente nula. Esto ocurre, por ejemplo, durante los años 2010 y 2011 en que la economía uruguaya se encontraba inequívocamente en una posición cíclica positiva y, también, en el año 2020 en que la brecha del producto fue claramente negativa.

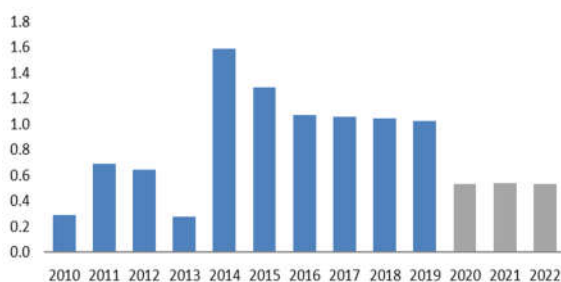
La evidencia para la economía uruguaya en el periodo analizado indica que el método que ha mostrado un mejor desempeño relativo en términos de incertidumbre en las estimaciones es el ME_M, en la medida en que este tipo de procedimiento tiene la ventaja de generar estimaciones de la brecha del producto más estables. Obviamente, las implicaciones de la elección del método de estimación son diferentes si se pone el énfasis en la magnitud de la revisión o si opta por penalizar a los métodos por la frecuencia en que ocurren cambios de signo entre las estimaciones entre un año y otro.

Un aspecto adicional a considerar en la caracterización de la incertidumbre en las estimaciones de la brecha del producto y del crecimiento subyacente tiene que ver que el tiempo de convergencia de las estimaciones iniciales a las estimaciones finales (firmes). Desde esta perspectiva el análisis debe poner foco en el tiempo se requiere para que las estimaciones entre una *vintage* y otra sólo tengan un cambio marginal o poco significativo.

A modo de ejemplo, en la Figura 17 se presentan estimaciones secuenciales de la brecha de producto del año 2010 aplicando las tres metodologías. Se puede observar que, en todos los casos, se requieren entre 6 a 7 años para llegar a que una estimación que parece haberse estabilizado. Sin embargo, es importante subrayar que las estimaciones correspondientes a las *vintages* a partir de 2020 marcan una suerte de ruptura, o al menos de alteración temporal, del proceso de convergencia. Estos resultados indican que, ante caídas abruptas en el nivel general de actividad económica, como aconteció con posterioridad a la irrupción de la pandemia en el segundo trimestre de 2020, pueden producirse cambios que distan de ser irrelevantes en las estimaciones de la brecha del producto para años anteriores en el tiempo del shock negativo.

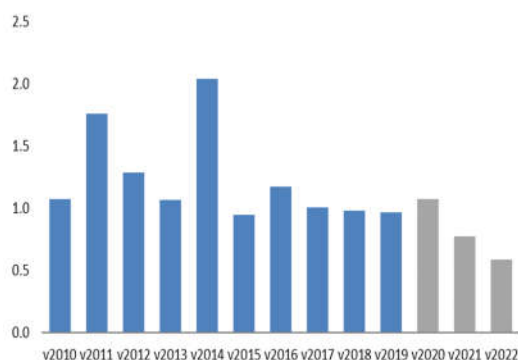
Figura 17: Cambios en la estimación de la posición cíclica del año 2010 a través de las *vintages*

i) HP



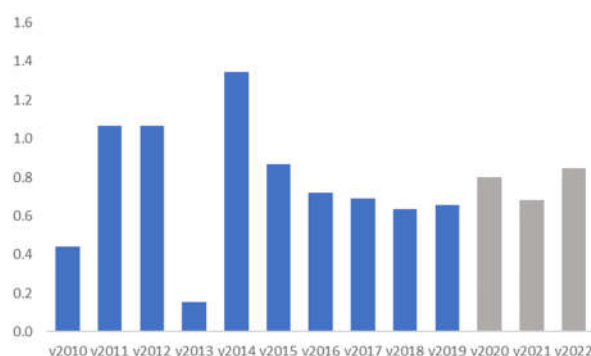
Fuente: Elaboración propia

ii) ME_U



Fuente: Elaboración propia

iii) ME_M



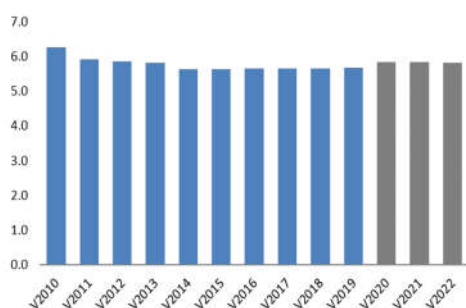
Fuente: Elaboración propia

Un aspecto a tener en cuenta es que la estabilización de las estimaciones se alcanza en un período que excede el plazo en que un gobierno puede definir la orientación de la política fiscal con lo cual no es un factor que permita reducir la incertidumbre en el período de toma de decisiones.

En lo que refiere al proceso de convergencia los resultados para las estimaciones de crecimiento subyacente son muy diferentes a las observadas en el caso de la brecha del producto. En la medida en que las estimaciones iniciales son más estables, aún ante shocks de la envergadura de la crisis del Covid-19 y las estimaciones iniciales convergen gradualmente a las estimaciones definitivas. En la Figura 18 puede apreciarse, además, que la dinámica de convergencia de las estimaciones del crecimiento subyacente es, considerablemente, más rápida que las detectadas en el caso de la brecha de producto.

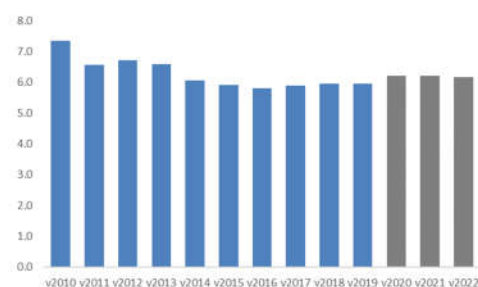
Figura 18: Cambios en la estimación del crecimiento subyacente del año 2010 a través de las trece *vintages*

i) HP



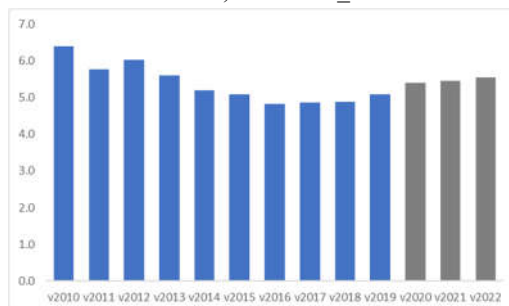
Fuente: Elaboración propia

ii) ME_U



Fuente: Elaboración propia

ii) ME_M



Fuente: Elaboración propia

Estos resultados sobre el lento proceso de estabilización se encuentran en línea con los reportados en Mitchell (2003) se analiza la velocidad de convergencia de las estimaciones en tiempo real a las estimaciones finales, para la metodología ME, encuentra que al cabo de 10 trimestres se alcanza el 50% de la revisión y para alcanzar el 90% se requieren que pasen 40 trimestres. Resultados similares encuentra para otras metodologías.

6.Conclusiones

Al igual que estudios recientes para otros países, los resultados de esta investigación sobre el caso de la economía uruguaya arrojan luz sobre la importancia que tiene la jerarquización de las dimensiones metodológicas en el diseño y en el funcionamiento en la práctica de las reglas fiscales que incluyen ajustes cíclicos.

El trabajo realizado, de este modo, contribuye al debate académico y político instalado desde hace unos años, relativo a los problemas que enfrentan los responsables de la política fiscal a la hora de adoptar sus decisiones y de monitorear el funcionamiento de los ingresos y egresos del sector público que se ven afectados por fluctuaciones macroeconómicas, con el propósito de atenuar el eventual sesgo pro-cíclico de la política fiscal y de lograr la sostenibilidad intertemporal de la deuda pública.

En este plano, el enfoque de "análisis en tiempo real" propuesto en esta investigación aporta elementos clave acerca de las complejidades que se presentan en las labores de seguimiento y evaluación de la gestión de la política fiscal. A partir de la construcción de una base de datos *ad hoc*, se pudo explorar y caracterizar la incertidumbre a la que están expuestas las estimaciones de componentes inobservables (brecha de producto y tasa de crecimiento subyacente del PIB) que suelen aplicarse en el marco de reglas fiscales basadas en el balance estructural o en el balance ajustado por el ciclo, como la que existe actualmente en Uruguay. De hecho, la posibilidad de contar con una base de datos en tiempo real de carácter oficial sobre las Cuentas Nacionales de la economía uruguaya permitiría que se pudieran multiplicar las investigaciones en esta materia y que generara evidencia empírica de forma más sistemática sobre los problemas que tienen en la práctica este tipo de enfoques.

Los resultados de la investigación muestran que en el caso de la economía uruguaya las estimaciones puntuales de la brecha del producto y del crecimiento subyacente del PIB son sensibles al método de estimación empleado y que las diferencias entre las estimaciones puntuales que surgen de aplicar distintos procedimientos son, frecuentemente, mayores que las propias estimaciones puntuales.

Las discrepancias entre las estimaciones resultantes de aplicar diferentes metodologías se manifiestan en múltiples aspectos y ponen evidencia la magnitud de la incertidumbre en la estimación de los componentes inobservables. Una de las principales conclusiones que de aquí se desprende es la necesidad de considerar esta incertidumbre a la hora de implementar reglas fiscales que establecen mecanismos de ajuste cíclico del resultado fiscal.

La literatura empírica ha aportado suficiente evidencia respecto a las divergencias que existen entre las estimaciones de la brecha de producto y del crecimiento subyacente, que resultan de aplicar diferentes metodologías y que indican cómo evaluar qué tipo de metodologías son preferibles. En este trabajo, para determinar si un método es preferible a otro, se considera, entre otros criterios, la estabilidad de las estimaciones en tiempo real. Un mejor desempeño en este aspecto, da lugar a menos

correcciones de las estimaciones de las variables no observables y por tanto de los resultados fiscales ajustados por el ciclo entre un año y otro, lo que permite mejorar, tanto el diseño *ex – ante*, como la evaluación *ex – post* de la orientación de la gestión fiscal, minimizando los errores de diagnóstico en una y en otra circunstancia. En términos prácticos, la estabilidad de las estimaciones correspondientes a un año determinado a lo largo de distintas “*vintages*”, conduce a preferir aquel método en que la secuencia de estimaciones de los componentes inobservables se encuentra expuesta a menores revisiones entre una “*vintage*” y la siguiente, o sea entre dos años consecutivos. Entre las metodologías consideradas en esta investigación, aquéllas que modelizan los componentes inobservables a partir de esquemas estocásticos explícitos, como es el caso de los modelos estructurales de series temporales (Harvey, 1989) tanto en su versión univariada como multivariada, son las que muestran mejor desempeño en el caso uruguayo.

Si además el analista asume que la metodología aplicada debería permitir incorporar en el análisis, además de los propios datos del PIB, información sobre otras variables del entorno macroeconómico, deberían preferirse los métodos multivariados frente a los filtros del tipo Hodick-Prescott y frente a los modelos estructurales univariados de series temporales.

Por tanto, de la consideración conjunta de ambos criterios de selección, la preferencia debería inclinarse hacia la utilización de las metodologías basadas en estimaciones provenientes de modelos multivariados.

Por su parte, en el caso de la economía uruguaya, las estimaciones de la brecha de producto y del crecimiento subyacente que surgen de aplicar la metodología multivariada de Función de Producción (que es utilizada por el Ministerio de Economía y Finanzas para introducir el ajuste cíclico en la determinación del balance estructural), presentan una gran inestabilidad. En particular, las estimaciones de la tasa de crecimiento subyacente del PIB han mostrado grandes revisiones entre dos períodos consecutivos.

En este documento se presentan diversas medidas que reflejan la incertidumbre asociada a las estimaciones en tiempo real, atribuible a la actualización de la información disponible y al proceso de revisiones en las estimaciones preliminares. Al respecto, los hallazgos para la economía uruguaya no se apartan de los resultados relevados para otros países. Las revisiones de las estimaciones de la brecha del producto entre un año y otro se ubican en promedio entre 0,7 y 1 punto porcentual, mientras que las correspondientes al crecimiento subyacente se encuentran 0,5 y 0,7 puntos porcentuales. Asimismo, la evidencia empírica aportada muestra que entre un 30% y un 50% de los casos, las revisiones de las estimaciones iniciales de la brecha de producto exceden a la estimación puntual. Por su parte, en lo que respecta a la frecuencia con que las estimaciones puntuales de la brecha del producto cambian de signo a lo largo del tiempo se pudo comprobar que la probabilidad de cambio de signo en la secuencia de estimaciones realizadas con distintas *vintages* se encuentra entre el 6,5% y el 16%, dependiendo del método de estimación que se aplique. A su vez, sólo en el 31% de los casos los métodos considerados señalan el mismo signo para la brecha de producto para un año determinado.

La magnitud de las revisiones, los frecuentes cambios de signo de las estimaciones al incorporar nueva información y la reducida coincidencia entre los resultados que provienen de aplicar distintas metodologías imponen una necesaria cautela a la hora de considerar las estimaciones puntuales realizadas en tiempo real. Las implicancias de estos hallazgos sobre los indicadores fiscales ajustados por el ciclo son inmediatas. Las correcciones cíclicas pueden variar en un orden de magnitud importante y frecuentemente cambian incluso de signo. Por ende, los instrumentos utilizados para

definir y para evaluar la orientación fiscal, tanto el balance estructural, como el balance ajustado por el ciclo, en el caso de la economía uruguaya presentan baja precisión. En particular, tanto la evidencia internacional y regional, como la aportada en este trabajo, indican que habría que manejarse con cierta cautela cuando se consideran las estimaciones de la posición cíclica para un año determinado, especialmente, si se opta por estimaciones generadas a partir de la metodología de la Función de Producción.

De esta investigación se desprenden algunas recomendaciones para la mejora del funcionamiento de la regla fiscal actualmente vigente en Uruguay. La primera es que, si se pretende reducir la alta volatilidad e incertidumbre en las estimaciones de los componentes inobservables involucrados en los pilares de la regla, se recomienda la exploración de alternativas metodológicas cuyos resultados sean más estables y menos inciertos. La segunda recomendación apunta a que, a efectos de obtener mejores estimaciones de los componentes inobservables y de aprovechar las mejores propiedades de los distintos métodos disponibles, la brecha del producto y el crecimiento subyacente deberían determinarse a partir de la combinación de estimaciones puntuales generadas por distintas metodologías. Esto está en línea con las opiniones de Timmermann (2006) y Aiolfi et al. (2010), que muestran que el promedio simple de los pronósticos tiene mejor desempeño que el mejor de los pronósticos generado por los modelos individuales.

Los resultados aportados en esta investigación dejan abiertas posibles líneas de trabajo para el futuro. En términos de evaluación en tiempo real de las distintas metodologías para la estimación de la brecha de producto y del crecimiento subyacente del PIB, queda pendiente la posibilidad de explorar otras especificaciones de modelos estructurales multivariados de series temporales. Otra posible línea de profundización de este trabajo implicaría realizar los ejercicios secuenciales de estimación y caracterización del proceso de revisión de las estimaciones, incorporando las predicciones explícitas de las distintas variables consideradas en el análisis y considerando los errores de predicción de las mismas como una nueva fuente de incertidumbre asociada al proceso de revisión de las estimaciones iniciales. Finalmente, utilizando las revisiones de la posición cíclica como canal de transmisión, futuros estudios podrían orientarse a caracterizar con mayor detalle las revisiones de los resultados del balance ajustado por el ciclo, implementando evaluaciones de las estimaciones en tiempo real.

Referencias Bibliográficas

Aiolfi, M.; Capistrán, C.; Timmermann, A. (2010). *Forecast combinations*. Working Paper, N° 2010-04, Banco de México, Ciudad de México.
<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/83750/1/635756137.pdf>

Álvez, M.; Bucacos, E.; Mateauda, M.; Pienika, E. (2021a). *Retropolación para series de Cuentas Nacionales Trimestrales. Series de Producto Bruto Interno de Uruguay con frecuencia trimestral para el período 1997-2011*. Documento de Trabajo N° 012-2021.

Álvez, M.; Bucacos, E.; Mateauda, M.; Pienika, E. (2021b). *Retropolación para series de Cuentas Nacionales Trimestrales. Series de Producto Bruto Interno de Uruguay con frecuencia trimestral para el período 2012-2015*. Documento de Trabajo N° 002-2021.

Ardanaz, M.; Barreix, A.; Corraes, L.F (2019) "Las reglas fiscales en América Latina". Cap. 1 "Reglas fiscales resilientes en América Latina", Eds Barreix, A. y Corrales, L.F. *Banco Interamericano de Desarrollo (BID)*

Barreix, A.; Corrales, L.F (2019) "Reglas fiscales resilientes en América Latina". *Banco Interamericano de Desarrollo*. Barreix, A. y Corrales, L.F. Editores.

Bandaogo, M.S. (2020). *Fiscal Rules in Time of Crisis*. Research & Policy Briefs from the World Bank Malaysia Hub. World Bank Group.

Bańkowski, K.; Ferdinandusse, M. (2017). *Euro Area Fiscal Stance*. Occasional Paper Series. N° 182. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbop182.en.pdf>

Barkema, J., Gudmundsson, T.; Mrkaic, M. (2020a). *What do we talk about when we talk about output gaps?*, IMF Working Paper No. 2020/259.

BCU (2016). Cuentas Nacionales. Política de revisión de datos y calendario de difusión. <https://www.bcu.gub.uy/Estadisticas-e-Indicadores/Cuentas%20Nacionales/Cuentas%20Nacionales%20-%20Pol%C3%ADtica%20de%20Revisi%C3%B3n%20de%20Datos%20y%20Calendario%20de%20Publicaci%C3%B3n.pdf>

BCU (2016). Cuentas Nacionales. Metodología Cuentas Nacionales Trimestrales. Año base 2016
<https://www.bcu.gub.uy/Estadisticas-e-Indicadores/Cuentas%20Nacionales/Metodolog%C3%ADa%20Cuentas%20Nacionales%20Trimestrales%20base%202016.pdf>

Bedogni, J.; Meaney, K. (2018). *EU Fiscal Rules: Real-time Measurement Issues of the Output Gap*. Analytical Notes Series, Irish Government Economic and Evaluation Service (IGEES)

Beetsma,R.; Giuliadori,M. (2010). Fiscal Adjustment to Cyclical Developments in the OECD: An Empirical Analysis Based on Real Time Data. *Oxford Economic Papers*, 62, 419-441

Berganza,J,C. (2012). Fiscal Rules in Latin America: a Survey. *Documentos Ocasionales* N° 1208. *Banco de España*.

Bodnár,L.;Le Roux,J.;López-García,P.;Szorfi,B. (2020). The Impact of COVID-19 on Potential Output in the Euro Area. ECB, *Economic Bulletin*, Issue 7/2020.

Borio,C.; Disyatat,P.;Juselius,M. (2014). A parsimonious approach to incorporating economic information in measures of potential output. *Bank for International Settlements*. BIS Working Paper N° 442.

Bouis,R.; Cournede,B.; Christense,A. (2012). The implications of output gap uncertainty in times of crisis. *OECD Working Paper* N° 977.

Brooks, R., y Fortun, J. (2020). Eurozone Output Gaps and the COVID-19 Shock. *Intereconomics, Review of European Economy Policy*, 55 (5), 291-296.

Cáceres, L. (2012). Estimación del producto potencial y la brecha de producto para Uruguay: un modelo de vectores autorregresivos estructural (SVAR) y otras medidas alternativas. Documento de Trabajo 15/12. *Facultad de Ciencias Sociales-Departamento de Economía*.

Carbajal, F.;Lanzilotta,B.;LLambí,C.;Velázquez,C. (2007). La brecha de producto para Uruguay: metodologías para su estimación y aplicaciones. Serie Documentos de Trabajo de *CINVE*.

Casey,E. (2019). Inside the "Upside Down": Estimating Ireland's Output Gap. *The Economic and Social Review*, 50(1), 5-34.

Chen,X.;Mills,T.C. (2012). Measuring the Euro Area Output Gap using Multivariate Unobserved Components Models Containing Phase Shifts. *Empirical Economics*, 43 (2), 671-692.

Cimadomo, J. (2012). Fiscal Policy in Real Time. *The Scandinavian Journal of Economics*, 114 (2), 440-465.

Cimadomo, J. (2014). Real time data and fiscal policy analysis: a survey of the literature. *Journal of Economic Surveys*. 30 (2), 302-326.

Commandeur,J.J.F. ; Koopman,S.J. (2007) *An Introduction to State Space Time Series Analysis*. Oxford University Press.

Consejo Fiscal Autónomo de Chile (2021). *Propuestas de Cambios Metodológicos y Procedimentales para el Cálculo del Balance Estructural*. Informe Técnico del CFA N°5. <http://bibliotecadigital.dipres.gob.cl/handle/11626/18910>.

Cuerpo,C.;Cuevas,A.; Quilis,E. (2018). Estimating Output Gap: a Beauty Contest Approach. *Independent Authority for Fiscal Responsibility*, Working Paper WP/2018/2.

Davoodi, H.; Elger, P.; García-Macia, D.; Fotiou, A.; Han, X.; Lagerborg, A.; Lam, W.; Medas, P. (2022). Fiscal Rules and Fiscal Councils. Recent trends and performance during the COVID-19 pandemic. *International Monetary Fund*, Working Papers WP/22/11.

EU Independent Fiscal Institutions (2019). A Practitioner's Guide to Potential Output and the Output Gap. Definition · Estimation · Validation . *Network's Output Gap Working Group*.

Fernández Poncet, A. (1992). *Análisis del ciclo económico en Uruguay*. Fondo de Cultura Económica.

Furlanetto, F.; Hagelund, K.; Hansen, F.; Robstad, Ø. (2020). Norges Bank Output Gap Estimates: Forecasting Properties, Reliability and Cyclical Sensitivity. Working Paper 7/2020. *Norges Bank Research*.

Francová, O.; Hitaj, E.; Goossen, J.; Kraemer, R.; Lenarčič, A.; Palaiodimos, G. (2021). EU fiscal rules: reform considerations. *European Stability Mechanism (ESM)*, Discussion Papers Series/17.

García Cicco, J.; Nuñez, F. (2021). *El filtro de Hodrick Prescott y el COVID. ¿La puñalada final?*. BCA . Central de Ideas. <https://centraldeideas.blog/el-filtro-de-hodrick-prescott-y-el-covid-la-punalada-final/>

Girouard, N.; André, Ch. (2005). Measuring Cyclically-Adjusted Budget Balances for OECD Countries . Working Paper N°434. *Economics Department. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)*

Gómez, V.; Maravall, A. (1997). [Programs TRAMO \(Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers\) and SEATS \(Signal Extraction in ARIMA Time Series\): Instructions for the User \(Beta Version, Junio 1997\)](#)

Güenaga, M.; Mourelle, J.; Vicente, L. (2014). Estimaciones alternativas de producto potencial y brecha de producto en Uruguay. La función de producción versus filtros univariados. *Revista de Economía* Vol. 21 N°1. *Banco Central del Uruguay*.

Gudmundsson, T.; Mrkaic, M.; Barkema, J. (2020). *Output gaps in practice: Proceed with caution*. <https://voxeu.org/article/output-gaps-practice-proceed-caution>

Hagemann, R. (1999). The Structural Budget Balance. The IFM Methodology. *IMF Working Paper*. WP/99/95

Hagelund, K.; Hansen, F.; Robstad, Ø. (2018). Model estimates of the output gap. *Norges Bank*, Staff Memo N° 4/2018.

Hamilton, J. (2017). Why you should never use the Kodrick-Prescott Filter. *NBER*. Working Paper N° 23429.

Harvey, A.C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge, Cambridge University Press.

- Harvey, A.;Jaeger,A. (1993). Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8 (3), 231-247.
- Harvey,A.; Shephard,N. (1993). Structural Time Series. *Handbook od Statistics, Vol 11*. Maddala,S.; Rao,C.R.; Vinod,H.D. Eds. Elsevier Science Publishers.
- Harvey,A.; Koopman,S.J. (1997). Multivariate Structural Time Series Models. In C. Heij,H. Schumacher,B. Hanzon & C. Praagman (Eds.), *Systematics Dynamics in Economic and Financial Models*. (Series in Financial Economics and Quantitative Analysis). John Wiley & Sons.
- Harvey,A.; Trimbur,T.(2003). General Model-Based Filters for Extracting Cycles and Trends in Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, 85 (2), 244-255.
- Heimberger,P.; Kapeller,J. (2017). The performativity of potential output: procyclicality and path dependence in coordinating European fiscal policies. *Review of International Political Economy*. 24 (5), 904-928.
- Heimberger,P. (2020). Potential Output, EU Fiscal Surveillance and the COVID-19 Shock. *Intereconomics. Review of European Economy Policy*, 55 (3), 167-174.
- Hodrick,T. J.;Prescott, E.C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), 1-16.
- Hodrick,T. J.;Prescott, E.C. (1981). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Discussion Paper N°451, May 1981. *Northwestern University, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science*.
- IMF Country Reports (2011). Uruguay Article IV Consultation.
- Kaiser,R.; Maravall,A. (1999). Estimation of the business cycle: A modified Hodrick - Prescott filter. *Spanish Economic Review*, (1).
- Kamil,H.;Lorenzo,F. (1998). Caracterización de las Fluctuaciones Cíclicas en la Economía Uruguaya. *Revista de Economía*, Vol.5, N° 1. *Banco Central del Uruguay*.
- Lanzilotta,B.; Lorenzo,F.; Mosteiro,R. (2021). El ajuste cíclico del déficit fiscal en Uruguay. *CINVE*, DT 01/2021. Mayo 2021.
- Ley,E.;Misch,F. (2013). Real time macro monitoring and fiscal policy. *Word Bank Policy Research*. Working Paper N°6303.
- Maravall, A. (1987). Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia. *Estadística Española*, (114), 11-69.
- Marcellino, M.; Musso, A. (2011). The Reliability of Real Time Estimates of the Euro Area Output Gap. *Economic Modelling*, 24 (4), 1842-1856.

Mills,T.C. (2003). *Modelling trends and cycles in economic time series*. Palgrave Text in Econometrics. Macmillan.

Ministerio de Economía y Finanzas de Uruguay (2020). Exposición de motivos de la Ley de Presupuesto Nacional 2020-2024.

Ministerio de Economía y Finanzas de Uruguay (2020). Ley de Presupuesto Nacional.

Ministerio de Economía y Finanzas de Uruguay (2023). Cálculo del Producto Interno Bruto (PIB) Potencial y Brecha del PIB. Comunicado N°2. 23 de junio de 2023.

Mitchell,J. (2003). Business cycle uncertainty in real time. Statistical Working Papers, *European Comission*. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-statistical-working-papers/-/ks-an-03-062>

Mensaje y exposición de motivos (2020). Proyecto de Ley de Presupuesto Nacional 2020-2024.

Murray,J. (2014). Output gap measurement: judgement and uncertainty. *Office for Budget Responsability*. Working paper N° 5.

Ódor, L.; Jurašekova,J. (2014). Finding Yeti: More Robust Estimates of Output Gap in Slovakia. *Council for Budget Responsibility*. Working Paper N° 2.

Orphanides,A.;van Norden,S. (2002). The Reliability of Output Gap Estimate in Real Time. *The Review of Economic and Statistics*, 84(4), 569-583.

Pelagatti,M. (2016) *Time Series Modelling with Unobserved Components*. C.R.C Press

Pizzolon,F.; Rasteletti,A. (2013). Assessing Different Methodologies for the Estimation of Uruguay's Structural Fiscal Balance. Technical Note N IDB-TN-598 *Inter-American Development Bank*.

Proietti,T.;Fioramanti,M.;Frале,C.;Monteforte,L.(2020). A systemic approach to estimating the output gap for the italian economy. *Comparative Economic Studies*, 62 (3), 465-493.

Kapeller,J.; Heimberger,P.; Hueber,J. (2017). From paradigms to policies: Economics models in the EU's fiscal regulation framework. *ICAE Working Paper Series N° 61. Johannes Kepler University Linz, Institute for Comprehensive Analysis of the Economy (ICAE), Linz*.

Koopman, S.J; Lir,R.; Harvey, A.C, Doornik, J.A, Shephard, N. (2022). *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*. STAMP 9. Published by Timberlake Consultants Ltd.

Ravn,M,; Uhlig,H. (2002) On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations. *The Review of Economics and Statistics* 84 (2),371-376.

Rodríguez-Collazo,S.;Badagián,A.L. (2004). Dinámicas no lineales y ciclos asimétricos en Argentina, Brasil y Uruguay. Serie de Documentos de trabajo del IESTA. DT (04/02). *Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración*.

Rodríguez - Collazo, S.;Álvarez, I.;da Silva, N. (2008). Producto potencial y brecha de producto en Uruguay. Serie de Documentos de trabajo del IESTA. DT (08/01). *Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración*.

Rodríguez - Collazo, S. (2016). Incertidumbre en el pasado y su influencia sobre la incertidumbre futura. Serie de Documentos de trabajo del IESTA, DT (2016/6). *Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración*.

Schmidt, K.;Sigwalt, A. (2022). Fiscal policy orientation in the euro area in real time. Working Paper N°896. *Banque de France*. <https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/wp896.pdf>

Swanson, N. (1996). Forecasting Using First Available Versus Fully Revised Economic Time Series Data. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 1(1).

Tereanu,E; Tuladhar,A.; Simone.A. (2014). Structural Balance Targeting and Output Gap Uncertainty. IMF Working Paper WP/14/107.

Theoduloz,T. (2005). *El producto potencial en la economía uruguaya: 1978-2003*. En: Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay. Montevideo.

Theoduloz,T. (2009). Testing the Gap: An Application for Uruguay. Cuaderno de Economía. Publicación del Departamento de Economía, *Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad Católica del Uruguay*.

Timmermann, A.G. (2006). Forecast Combinations. in: Elliott, G., Granger, C.W.J., Timmermann, A. (eds.) *Handbook of Economic Forecasting*. Amsterdam, The Netherlands, Elsevier

Truger,A. (2015). “The Fiscal Compact, Cyclical Adjustment and the Remaining Leeway for Expansionary Fiscal Policies in the Euro Area”. *Panoeconomicus*, 68 (2), 157-175.

Zizza,R. (2006). A measure of output gap for Italy through structural time series models. *Journal of Applied Statistics*, 33 (5), 481-496.

Anexo A: Metodologías de estimación de los componentes no observables

A1. Filtro Hodrick- Prescott (1997)

Utilizando la notación que de Hodrick y Prescott (1997) la serie de tiempo y_t puede expresarse como la suma de dos componentes: un componente de tendencia (g_t) y un componente cíclico (c_t):

$$(A1) \quad y_t = g_t + c_t \quad \text{con } t = 1, \dots, T,$$

donde c_t es la desviación de g_t respecto a y_t , que a largo plazo tiene media nula. Las estimaciones de c_t y g_t se obtienen a partir de la resolución del siguiente problema de minimización:

$$(A2) \quad \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{\sigma_1^2} (c_t)^2 + \frac{1}{\sigma_2^2} (\Delta g_t - \Delta g_{t-1})^2 \right),$$

donde σ_1^2 la varianza del componente cíclico y σ_2^2 la varianza del crecimiento subyacente y $\lambda = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$

El primer término de la ecuación A2 minimiza la distancia entre la tendencia y la serie original, mientras que el segundo término minimiza la curvatura de la tendencia, imponiendo suavidad a la estimación de g_t . El balance entre esos dos objetivos está representado a través del valor que toma el parámetro λ , que representa el ratio entre la varianza del ciclo y la varianza del crecimiento subyacente. Se trata de un filtro paso bajo, que aísla los movimientos asociados a frecuencias bajas o períodos largos y el ciclo se define como la serie sin tendencia.

El usuario puede especificar el peso relativo de cada varianza y así determinar el valor de λ . El valor que toma ese parámetro ha sido parte del debate académico (Ravn y Uhlig, 2002; Hamilton, 2017). En el trabajo de Hodrick y Prescott (1997) los autores proponen un valor $\lambda = 1600$ para implementar la descomposición entre tendencia y ciclo para los datos trimestrales del PIB de los Estados Unidos, en base al estudio del ciclo de negocios de Estados Unidos. De acuerdo a Kaiser y Maravall (1999) para series que contienen una o dos raíces unitarias en su componente tendencial, un valor de $\lambda = 1600$ permitiría estimar ciclo macroeconómico de hasta 8 y 10 años.

De acuerdo a Kaiser y Maravall (1999) este filtro presenta dos problemas. Por un lado, existen problemas asociados a las estimaciones al final de la muestra, donde las revisiones en las estimaciones son importantes para las últimas observaciones. Para evitar distorsiones, proponen extender la muestra con proyecciones, mitigando el impacto del proceso de revisión de las estimaciones y reduciendo la inestabilidad de las estimaciones correspondientes al final de la muestra. El segundo problema tiene que ver con la propia estimación de la señal cíclica. Al respecto, los autores muestran que al aplicar el filtro al componente tendencia-ciclo, en lugar de a la serie desestacionalizada, se obtienen mejoras sustanciales en la estimación del ciclo (al quitar el componente irregular de la serie *input*). Una vía para abordar simultáneamente ambos problemas sería que en una primera etapa se estimara un modelo ARIMA para la serie en cuestión y, en base al modelo estimado, se estimaran los

componentes de tendencia-ciclo, estacionalidad e irregular a partir de la rutina SEATS sobre la serie prolongada de predicciones (Gómez y Maravall, 1997; Maravall, 1987).

A2. Modelos estructurales univariados

Una serie de tiempo Y_t puede ser descompuesta en un conjunto de componentes no observables, donde cada componente puede ser formulado como un proceso estocástico que evoluciona en el tiempo:

$$(A3) \quad Y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \epsilon_t,$$

donde Y_t es la serie observada, μ_t representa la tendencia, ψ_t al ciclo, γ_t a las periodicidades estacionales y ϵ_t , que recoge los movimientos aleatorios de más corto plazo, es un proceso estocástico ruido blanco con varianza constante σ_ϵ^2 .

En este tipo de modelos las propiedades estadísticas de las series, como la no estacionariedad de la tendencia y de la estacionariedad del componente cíclico se formulan explícitamente en el modelo seleccionado para cada componente. Y los hiper-parámetros (varianzas, ρ , λ_c , λ_j) se estiman por máxima verosimilitud (Paquete STAMP de Ox Metrics).

El componente tendencial μ_t , recoge los movimientos de largo plazo de la serie. En las especificaciones utilizadas en esta investigación, la tendencia sigue una evolución estocástica especificada a partir de estructuras de paseo aleatorio:

$$(A4) \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \text{con } \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2),$$

$$(A5) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \text{con } \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2),$$

donde las perturbaciones η_t y ζ_t son independientes. El carácter estocástico del nivel μ_t y de la pendiente β_t viene dado por las propias perturbaciones η_t y ζ_t . Para que el componente tendencial tenga una estructura totalmente determinística se debe imponer que $\sigma_\eta^2 = 0$ y que $\sigma_\zeta^2 = 0$.

El componente cíclico representa las características dinámicas asociadas al ciclo macroeconómico (Commandeur y Koopman, 2007). Si las fluctuaciones cíclicas ψ_t tuvieran un carácter determinístico, podrían especificarse de la siguiente manera:

$$(A6) \quad \psi_t = \alpha \cos(\lambda t) + \beta \sin(\lambda t),$$

donde λ es la frecuencia angular del ciclo (expresada en radianes). Si en cambio se asume que los parámetros α y β evolucionan aleatoriamente en el tiempo, el componente cíclico tendría sería de naturaleza estocástica y podría especificarse de la siguiente forma:

$$(A7) \quad \begin{pmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{pmatrix},$$

donde κ_t y κ_t^* son perturbaciones Ruido Blanco, mutuamente independientes y con varianza común, σ_κ^2 . Estas perturbaciones son independientes de las perturbaciones ϵ_t , η_t , y ζ_t . Para dotar de flexibilidad a las estimaciones y para asegurar el carácter estacionario de las fluctuaciones cíclicas estimadas es conveniente

incluir un factor de amortiguación ρ ($0 < \rho < 1$). La frecuencia angular λ_c está asociada a las periodicidades típicas del ciclo macroeconómico (entre 1,5 y 10 años).

La serie Y_t puede tener un componente estacional, como es el caso del PIB. El componente γ_t representa la dinámica estacional asociada con las estaciones s . Para la especificación de la estacionalidad se consideran una representación trigonométrica estocástica que evoluciona en el tiempo, tal que $\gamma_t = \sum_{j=1}^{s/2} \gamma_{jt}$.

siendo s la frecuencia estacional y se toma la parte entera de $s/2$, por lo que γ_{jt} es generada por un proceso estocástico del tipo:

$$(A8) \quad \begin{pmatrix} \gamma_{jt} \\ \gamma_{jt}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \lambda_j & \text{sen } \lambda_j \\ -\text{sen } \lambda_j & \cos \lambda_j \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_{jt} \\ \omega_{jt}^* \end{pmatrix},$$

con $j = 1, \dots, s/2$ y $t = 1, \dots, T$; $\lambda_j = 2\pi j/s$ es la frecuencia en radianes, siendo ω_{jt} y ω_{jt}^* las perturbaciones aleatorias, mutuamente incorrelacionadas $\text{COV}(\omega_{jt}, \omega_{jt}^*) = 0$, donde $\omega_{jt} \sim NID(0, \sigma_\omega^2)$ y $\omega_{jt}^* \sim NID(0, \sigma_\omega^2)$. En principio las varianzas σ_ω^2 son comunes a todas las perturbaciones asociadas a las diferentes frecuencias estacionales, pero este supuesto puede ser relajado.

A3. Modelos estructurales multivariados

Si se quiere generalizar la ecuación A3 a un contexto multivariado se debe permitir que existan relaciones dinámicas entre las variables que se pretenden modelizar de manera conjunta, por lo que el número de parámetros a estimar crece rápidamente. Los vínculos entre las variables se introducen a través de las matrices de covarianzas de los componentes, permitiendo que los elementos que se encuentran fuera de la diagonal principal sean distintos de cero.

La formulación del modelo multivariante, puede expresarse a partir de una estructura vectorial en que el vector $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{N,t})'$ puede descomponerse de la siguiente manera:

$$(A9) \quad \begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \\ \mu_{3,t} \\ \mu_{4,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \psi_{1,t} \\ \psi_{2,t} \\ \psi_{3,t} \\ \psi_{4,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{1,t} \\ \gamma_{2,t} \\ \gamma_{3,t} \\ \gamma_{4,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \\ \epsilon_{4,t} \end{pmatrix}, \quad \epsilon_t = (\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t}, \epsilon_{3,t}, \epsilon_{4,t})' \sim NID(0, \Sigma_\epsilon).$$

En el caso de una especificación multivariada del tipo oscilaciones locales de nivel, el componente tendencial puede expresarse como:

$$(A10) \quad \begin{pmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \\ \mu_{3,t} \\ \mu_{4,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1,t-1} \\ \mu_{2,t-1} \\ \mu_{3,t-1} \\ \mu_{4,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{1,t} \\ \eta_{2,t} \\ \eta_{3,t} \\ \eta_{4,t} \end{pmatrix}, \quad \eta_t = (\eta_{1,t}, \dots, \eta_{4,t})' \sim NID(0, \Sigma_\eta).$$

Cada variable incluida en Y_t tiene su propia matriz de varianzas y covarianzas, Σ_η ($N \times N$). Estos modelos se denominan ecuaciones de series de tiempo aparentemente no relacionadas (SUTSE, por sus siglas en inglés) reflejando el hecho que las series se vinculan a través de las correlaciones contemporáneas de las matrices de perturbaciones $\Sigma_\eta, \Sigma_\zeta, \Sigma_\psi, \Sigma_\omega$ y Σ_ϵ .

Cuando se especifica que la serie Y_t tiene una pendiente estocástica que evoluciona en el tiempo, un componente estacional y un ciclo, cada uno de los componentes tiene asociada una matriz de varianzas y siempre es posible permitir que esas perturbaciones entre las series se encuentren correlacionadas, considerando el caso en que las matrices sean de rango completo. En definitiva, las propiedades del modelo multivariado dependen de la estructura de las matrices de varianzas y covarianzas de las perturbaciones de los componentes.

En este trabajo, las **especificaciones seleccionadas** para los componentes de las variables en este trabajo son las siguientes:

$$(A11) \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \Sigma_\eta),$$

$$(A12) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim NID(0, \Sigma_\zeta)$$

En las estimaciones de los modelos correspondientes a la tasa de desempleo y la inflación se especificó un nivel estocástico y sin pendiente estocástica y en todos los casos se consideró una especificación estocástica del **componente cíclico**. Si se incluyen las perturbaciones en los vectores κ_t y κ_t^* , la estructura de covarianzas viene dada por $E(\kappa_t, \kappa_t^T) = E(\kappa_t^*, \kappa_t^{*T}) = \Sigma_\kappa$.

Las interacciones dinámicas entre los ciclos se capturan a partir de la matriz de autocovarianzas de ψ_t (véase, Harvey y Koompan, 1997) que tiene la siguiente expresión:

$$(A13) \quad \Gamma_\psi(q) = \left\{ \frac{1}{1 - \rho^2} \right\} \rho^q (\cos \lambda_c)^q \Sigma_\kappa$$

La estructura de las correlaciones cruzadas entre los ciclos de las series i y j correspondiente al rezago q tiene la siguiente expresión:

$$(A14) \quad \rho_{i,j} = \{ \rho^q (\cos \lambda_c)^q \} \rho_{i,j}(0),$$

donde $\rho_{i,j}(0)$, para $i, j = 1, 2, \dots, N$, es igual al correspondiente elemento de la matriz de correlaciones derivada de la matriz Σ_κ .

En la medida en que sólo el logaritmo del PIB y la tasa de desempleo de Montevideo (TDM) presentan algún tipo de estacionalidad, en ambos casos se adoptó una especificación flexible con estacionalidad estocástica. La notación antes expuesta se puede utilizar para representar de forma matricial los componentes estacionales de estas dos variables. El detalle de estas especificaciones, se pueden encontrar en Harvey y Koopman (1997) y en Pelagatti (2016).

Los vínculos entre las variables se establecen a partir de las matrices de varianzas y covarianzas de las perturbaciones de los componentes. En este trabajo se consideró que las matrices de varianzas y covarianzas de las perturbaciones de los ciclos son de rango completo.

Especificaciones para las matrices de varianzas y covarianzas de los componentes (Tabla 3b)

i) *La matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones del nivel Σ_{η}*

El nivel se especificó como fijo para el logaritmo del PIB y para el logaritmo del PIB de resto del mundo relevante para Uruguay (PIB_10p), por lo que las respectivas varianzas de los niveles de ambas series son nulas. Por su parte, para TDM y para la tasa de inflación anual se especificó un nivel estocástico, considerando una matriz de varianzas y covarianzas diagonal, permitiendo que exista covariabilidad entre ambas variables.

ii) *Matriz de varianzas y covarianzas de perturbaciones de la pendiente Σ_{ζ}*

En el caso de la pendiente de los componentes tendenciales del logaritmo del PIB y para el logaritmo del PIB de resto del mundo relevante para Uruguay, se adoptó una especificación diagonal para la matriz. Esto implica que las varianzas de las pendientes de TDM y de la tasa de inflación anual son nulas y que las correspondientes al logaritmo del PIB y al logaritmo del PIB del resto del mundo son positivas. En todos los casos, se asumió que las covarianzas eran iguales a cero.

iii) *Matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones del componente cíclico Σ_{κ}*

La matriz de varianzas y covarianzas de los componentes cíclicos es una matriz completa, permitiendo la interacción entre los ciclos correspondientes a las cuatro variables consideradas en el análisis.

iv) *Matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones del componente estacional Σ_{ω}*

El componente estacional se incluyó sólo en el caso del logaritmo del PIB y para el logaritmo del PIB de resto del mundo relevante para Uruguay, considerando una matriz de varianzas y covarianzas diagonal (no se contemplan los eventuales vínculos entre las estacionalidades de ambas series).

v) *Matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones del componente irregular Σ_{ε} :*

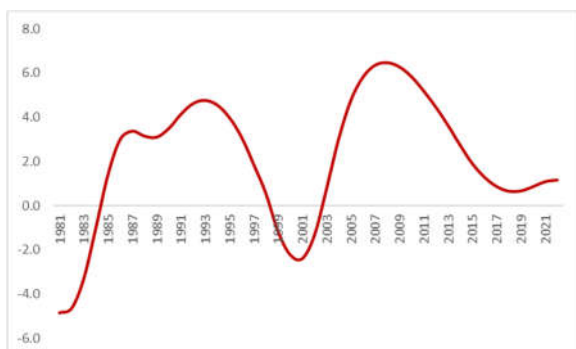
La matriz de varianzas y covarianzas del componente irregular es una matriz completa, permitiendo la interacción de los shocks entre las distintas variables consideradas en el análisis.

Anexo B: Estimación de los modelos de los componentes no observables

En la Figura b1 y b2 se presentan las estimaciones anualizadas de brecha de producto y crecimiento subyacente para todo el período 1981-2022.

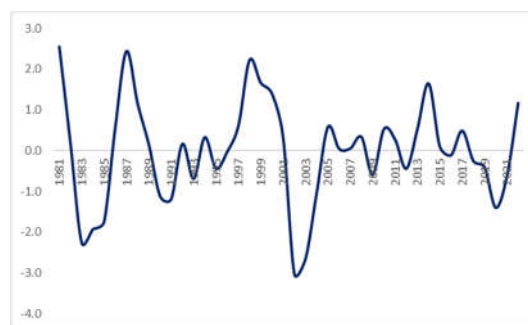
i) Filtro HP

Figura b1: Evolución del crecimiento subyacente 1981-2022, *vintage* 2022



Fuente: Elaboración propia

Figura b2: Brecha de producto 1981-2022, *vintage* 2022



Fuente: Elaboración propia

ii) Modelo estructural univariado

Tabla 1b: Estimación máximo verosímil del modelo estructural univariado

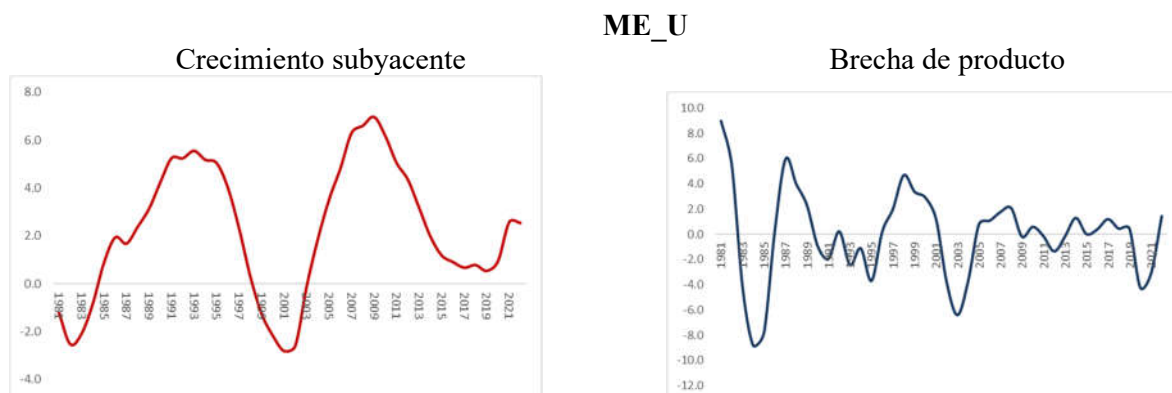
Modelo estructural univariado LPIB
1980.02 - 2022.04

Especificación del modelo para LPIB: Local linear trend		
Hiperparámetros	Coeficiente	
Varianza de la perturbación irreg. (σ^2_ϵ)	$10^{-13} \times 9.77$	
Varianza de la perturbación del nivel (σ^2_η)	0	
Varianza de la perturbación del slope (σ^2_ξ)	$10^{-6} \times 8.90$	
Varianza de ciclo (σ^2_ψ)	$10^{-3} \times 2.07$	
Varianza de la perturbación del ciclo (σ^2_κ)	$10^{-4} \times 1.51$	
Coeficiente de amortiguación	0.963	
Período del ciclo en años	8.00	
Varianza de la perturbación de la estacionalidad (σ^2_ω)	$10^{-5} \times 1.37$	
Outliers en el nivel	1981.04,1983.04,1995.03, 2003.02, 2022.03	
Outliers en el irregular	1985.01, 2020.02	
Turismo (PIB)		
Test de diagnóstico		pvalor
Número de observaciones	171	
Log verosimilitud	346.32	
Normalidad (DH)	0.085	
Independencia		
r(1)	0.0753	
Q(12)	10.08	0.26
H(52)	1.01	
varianza del error de prediccion a 1 paso (p.e.v)	$10^{-4} \times 5.94$	

Fuente: Elaboración propia

En las figuras 3b y 4b se presenta la evolución para el período completo 1981-2022 del crecimiento subyacente y la brecha de producto del PIB para la última *vintage*, 2022, resultados anualizados.

Figura 3b: Evolución del crecimiento subyacente y la brecha de producto 1981-2022, *vintage* 2022



Elaboración propia

iii) Modelo estructural multivariado

Sea $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, y_{3,t}, y_{4,t})'$ siendo:

$y_{1,t}$ el log(PIB), transformación logarítmica del IVF del PIB de Uruguay

$y_{2,t}$ es la Tasa de Desempleo de Montevideo (TDM)

$y_{3,t}$ = Inflación anual

$y_{4,t}$ = log (PIB_10p), transformación logarítmica del índice que representa la suma ponderada del PIB de los diez países relevantes para las exportaciones de Uruguay.

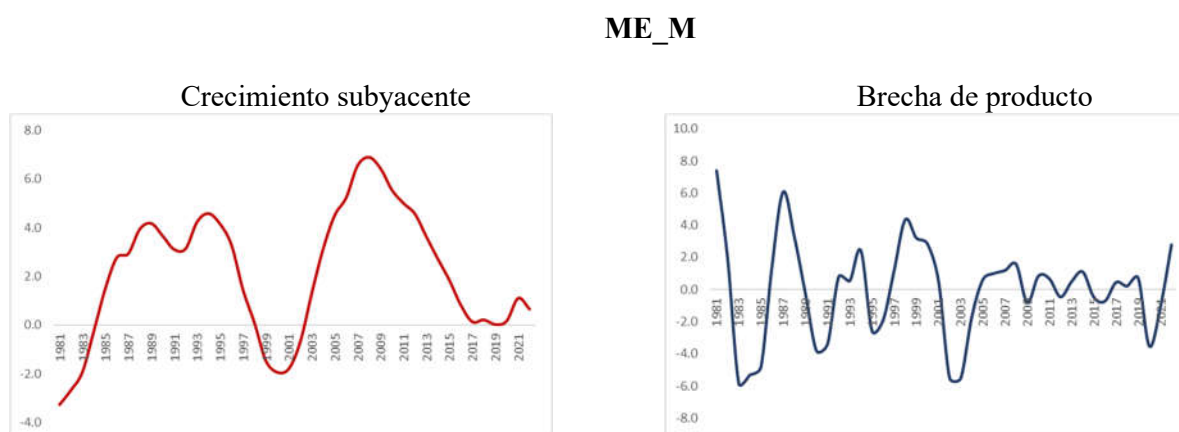
Se considera que los componentes estacionarios de estas variables (ciclos) aportan información relevante para obtener una mejor estimación de la brecha de producto.

Tabla 2b: Estimación máximo verosímil del modelo estructural multivariado

Modelo estructural multivariado 1980.02 - 2022.04	
Hiperparámetros	LPIB coeficientes
Varianza de la perturbación irreg. (σ^2_ϵ)	$10^{-5} \times 3.74$
Varianza de la perturbación del nivel (σ^2_η)	0
Varianza de la perturbación del slope (σ^2_ξ)	$10^{-6} \times 4.14$
Varianza de ciclo (σ^2_ψ)	$10^{-3} \times 1.41$
Varianza de la perturbación del ciclo (σ^2_κ)	$10^{-4} \times 1.67$
Coefficiente de amortiguación	0.939
Período del ciclo en años	6.58
Varianza de la perturbación de la estacionalidad (σ^2_ω)	$10^{-5} \times 1.37$
Outliers en el nivel	1981.04
Outliers en el irregular	2020.02
Pascua exog. en ec. PIB	-0.00128
Test de diagnóstico	
Número de observaciones	168
Log verosimilitud	1142.32
Normalidad (DH)	0.491
Independencia	
r(1)	0.0746
Q(12)	-0.062
pvalor	0.26
H(54)	0.698
varianza del error de predicción a 1 paso (p.e.v)	$10^{-4} \times 6.73$

Fuente: Elaboración propia

Figura 4b: Evolución del crecimiento subyacente y la brecha de producto 1981-2022, *vintage* 2022



Fuente: Elaboración propia

Tabla 3b: Matriz de varianzas y correlaciones de las perturbaciones de los componentes

Σ_{η}				
Level disturbance diagonal variance matrix:				
	LPIB	TDM	Infla_anual	LPIB_10p
LPIB	0	0	0	0
TDM	0	0.495	0	0
Infla_anual	0	0	11.5	0
LPIB_10p	0	0	0	0

Σ_{ς}		
Sope disturbance diagonal variance matrix:		
	LPIB	LPIB_10p
LPIB	4.14E-06	0
LPIB_10p	0	2.72E-07

Σ_{κ}				
Cycle disturbance variance/correlation matrix:				
	LPIB	TDM	Infla_anual	LPIB_10p
LPIB	0.00017	-0.970	-0.611	0.400
TDM	-0.004	0.099	0.399	-0.442
Infla_anual	-0.017	0.267	4.557	-0.106
LPIB_10p	0.000	-0.001	-0.002	0.000

Σ_{ω}		
Seasonal disturbance diagonal variance matrix:		
	LPIB	TDM
LPIB	1.37E-05	0
TDM	0	7.37E-12

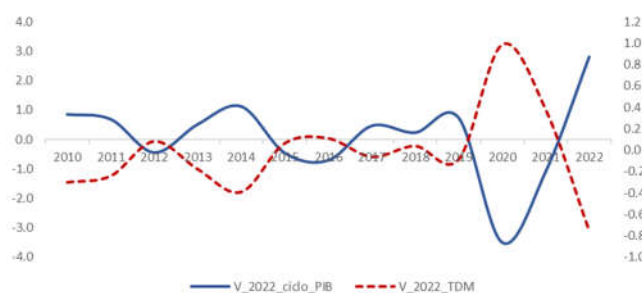
Σ_{ε}				
Irregular disturbance diagonal variance matrix:				
	LPIB	TDM	Infla_anual	LPIB_10p
LPIB	3.74E-05	1.00	-1.00	1.00
TDM	0.001615	0.0698	-1.00	1.00
Infla_anual	-0.000226	-0.009757	0.001364	-0.9999
LPIB_10p	3.74E-06	0.0001616	-2.26E-05	3.74E-07

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 3b muestra las matrices de las varianzas de las perturbaciones y las correlaciones, en la diagonal se encuentran las varianzas de las perturbaciones y en el triángulo superior se reportan las correlaciones de las perturbaciones entre las series.

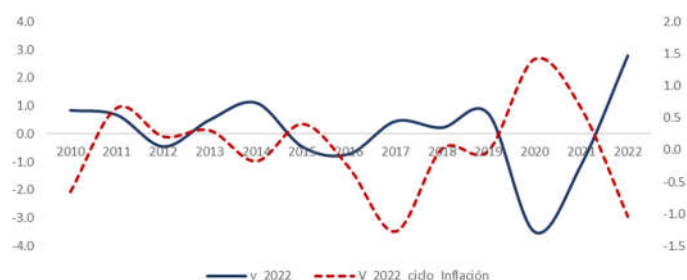
A partir de la Tabla 3b se observa la fuerte correlación entre las perturbaciones de los ciclos estocásticos, que se traslada a los ciclos. Una alta correlación, negativa, entre el ciclo del PIB y el de la tasa de desempleo de Montevideo (-0.97), seguida en magnitud por correlación entre el ciclo del PIB y el de la inflación (-0.61) y finalmente la correlación positiva entre el ciclo del PIB y el del PIB del resto del mundo relevante (0.4). En las Figuras 5b,6b y 7b se representan las evoluciones de los ciclos estimados para cada variable comparado con la brecha de producto y en cada gráfico se observa cómo esa correlación entre las perturbaciones del componente cíclico se observa en los ciclos.

Figura 5b: Componente cíclico del producto y de la TDM, 2010-2022, *vintage* 2022



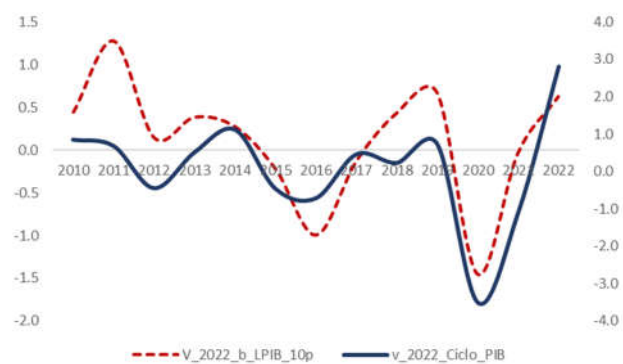
Fuente: Elaboración propia

Figura 6b: Componente cíclico del producto y de la Inflación, 2010-2022, *vintage* 2022



Fuente: Elaboración propia

Figura 7b: Componente cíclico del producto y del PIB 10 países, 2010-2022, *vintage* 2022



Fuente: Elaboración propia

Tabla 4b: Crecimiento subyacente y brecha de producto 1981-2022

Crecimiento subyacente_2022				Output gapv_2022			
	HP	ME univ	ME multiv		HP	ME univ	ME multiv
1981	-4.84	-1.22	-3.26	1981	2.56	8.98	7.41
1982	-4.63	-2.53	-2.66	1982	0.17	5.48	1.88
1983	-3.30	-2.10	-1.92	1983	-2.26	-4.13	-5.84
1984	-1.00	-0.84	-0.22	1984	-1.92	-8.82	-5.31
1985	1.41	0.88	1.51	1985	-1.74	-7.81	-4.81
1986	2.99	1.94	2.78	1986	0.57	0.21	1.50
1987	3.37	1.68	2.94	1987	2.45	5.95	6.08
1988	3.15	2.39	3.95	1988	1.16	3.99	3.31
1989	3.09	3.14	4.18	1989	0.16	2.28	-0.22
1990	3.49	4.24	3.67	1990	-1.11	-0.95	-3.80
1991	4.13	5.25	3.11	1991	-1.18	-1.96	-3.37
1992	4.61	5.25	3.15	1992	0.17	0.22	0.79
1993	4.76	5.56	4.25	1993	-0.68	-2.44	0.55
1994	4.55	5.19	4.59	1994	0.33	-1.12	2.44
1995	3.98	5.06	4.16	1995	-0.43	-3.69	-2.55
1996	3.09	4.02	3.29	1996	-0.02	0.20	-1.91
1997	1.87	2.32	1.46	1997	0.61	2.01	1.19
1998	0.55	0.30	0.10	1998	2.23	4.68	4.35
1999	-1.16	-1.26	-1.46	1999	1.67	3.38	3.22
2000	-2.21	-2.18	-1.93	2000	1.41	2.92	2.85
2001	-2.39	-2.82	-1.78	2001	0.33	1.23	0.54
2002	-1.34	-2.59	-0.67	2002	-3.02	-3.84	-5.49
2003	0.77	-0.13	1.32	2003	-2.64	-6.40	-5.53
2004	3.03	1.87	3.15	2004	-1.02	-3.67	-1.69
2005	4.76	3.53	4.52	2005	0.59	0.81	0.63
2006	5.81	4.82	5.24	2006	0.05	1.08	1.01
2007	6.35	6.32	6.56	2007	0.06	1.76	1.20
2008	6.46	6.62	6.90	2008	0.34	2.07	1.58
2009	6.27	6.98	6.44	2009	-0.59	-0.20	-0.82
2010	5.83	6.18	5.55	2010	0.53	0.59	0.84
2011	5.18	5.05	5.01	2011	0.28	-0.16	0.68
2012	4.45	4.36	4.57	2012	-0.43	-1.36	-0.45
2013	3.63	3.17	3.63	2013	0.54	-0.18	0.50
2014	2.73	1.98	2.72	2014	1.65	1.29	1.11
2015	1.91	1.18	1.85	2015	0.10	0.01	-0.47
2016	1.29	0.91	0.83	2016	-0.10	0.39	-0.72
2017	0.87	0.67	0.14	2017	0.50	1.20	0.45
2018	0.66	0.78	0.22	2018	-0.25	0.44	0.22
2019	0.67	0.54	0.03	2019	-0.41	0.44	0.72
2020	0.86	0.94	0.18	2020	-1.39	-4.22	-3.51
2021	1.09	2.58	1.11	2021	-0.61	-3.13	-1.10
2022	1.16	2.54	0.66	2022	1.17	1.44	2.80

Fuente: Elaboración propia

Instituto de Estadística

Serie Documentos de Trabajo



FACULTAD DE
CIENCIAS ECONÓMICAS
Y DE ADMINISTRACIÓN

IESTA 80

INSTITUTO
DE ESTADÍSTICA



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY

Gonzalo Ramírez 1926, Piso 1, Oficina 23 - C.P. 11200 -
Montevideo, Uruguay
Teléfono: (598) 2410 2564
<https://iesta.fcea.udelar.edu.uy/>
Área Publicaciones

2025

Nº02/25