



Estudios Económicos (México, D.F.)

ISSN: 0188-6916

El Colegio de México A.C.

Aleamar, Emanuelle A.; Rodriguez, Carlos A.
EFECTOS REALES DE IMPULSOS TECNOLÓGICOS: EL CASO DE PUERTO RICO
Estudios Económicos (México, D.F.), vol. 36, núm. 2, 2021, Julio-Diciembre, pp. 235-277
El Colegio de México A.C.

DOI: <https://doi.org/10.24201/ee.v36i2.419>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59769758001>

- [Cómo citar el artículo](#)
- [Número completo](#)
- [Más información del artículo](#)
- [Página de la revista en redalyc.org](#)

UDEM [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

EFFECTOS REALES DE IMPULSOS TECNOLÓGICOS: EL CASO DE PUERTO RICO

REAL EFFECTS OF TECHNOLOGY SHOCKS: THE CASE OF PUERTO RICO

Emanuelle A. Alemar

Carlos A. Rodríguez

Universidad de Puerto Rico

Resumen: Este trabajo estudia los efectos de impulsos tecnológicos reflejados en cambios anticipados y no anticipados en la productividad factorial total sobre las fluctuaciones macroeconómicas en Puerto Rico. Con estos fines, se emplean técnicas bayesianas para estimar los parámetros del proceso tecnológico de un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico de la familia de modelos de Ciclos Económicos Reales de Hansen (1985) con datos macroeconómicos de Puerto Rico. Se halla que los impulsos tecnológicos en la Isla tienen efectos amplificadores sobre la producción y las horas de trabajo, pues impulsos de pequeña o moderada magnitud resultan en fluctuaciones de mayor magnitud en estas variables. Por otro lado, se estima que el paso del Huracán María resultó en una reducción de 4.2 puntos porcentuales en la productividad factorial total en el cuarto trimestre de 2017, el cual está asociado con contracciones de hasta 9 puntos porcentuales en la producción y de 7 puntos porcentuales en las horas de trabajo en el mismo periodo.

Abstract: This paper studies the effects of technology shocks reflected in anticipated and unanticipated changes in total factor productivity over macroeconomic fluctuations in Puerto Rico. For these purposes, Bayesian techniques are used to estimate the parameters of the technology process of a dynamic and stochastic general equilibrium model of the Hansen Real Economic Cycle Model family (1985) with macroeconomic data from the Island. It is found that technology shocks on the Island have amplifying effects on production and hours worked, as small or moderate magnitude impulses results in fluctuations of greater magnitude in these variables, although the effects are not very persistent. On the other hand, it is estimated that the effects of Hurricane Maria resulted in a 4.2 percentage point reduction in total factor productivity in the fourth quarter of 2017, which is associated with contractions of up to 9 percentage points in production and 7 percentage points in working hours in the same period.

Clasificación JEL/JEL Classification: C02, C11, C61, C62, C63, C68, E32, E37.

Palabras clave/keywords: Modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos; fluctuaciones macroeconómicas; impulsos tecnológicos; desastres naturales; economía de Puerto Rico, macroeconometría, estimación bayesiana.

Fecha de recepción: 26 V 2020 *Fecha de aceptación:* 20 VII 2020

<https://doi.org/10.24201/ee.v36i2.419>

Estudios Económicos, vol. 36, núm. 2, julio-diciembre 2021, páginas 235-277

1. Introducción

Desde mediados del siglo XX, la economía de Puerto Rico ha pasado por un sinnúmero de etapas y procesos que han influenciado de manera directa sus fluctuaciones macroeconómicas. Partiendo del programa industrial conocido como *Operación Manos a la Obra*,¹ el cual transformó la función de producción agregada de una intensiva en el factor trabajo en sus etapas iniciales, a una intensiva en capital, hasta el periodo de la sección 936 del Código de Rentas Internas federal,² la política económica en la Isla ha sido una de corte mayormente industrial. Ésta ha tenido como objetivo principal la atracción de empresas extranjeras con un alto nivel de tecnología (Dietz, 1989).

No obstante, la expiración total de los incentivos provistos por la sección 936 en el año 2006, junto a otros factores como el mal manejo de fondos públicos, el alto nivel de deuda pública y de emigración, en especial de mano de obra especializada, junto a la crisis inmobiliaria de Estados Unidos en 2008, han llevado a la Isla a un espiral recessionario del cual se le ha hecho muy difícil salir (Rodríguez, 2017). Esto se ha exacerbado más aún luego del huracán María en 2017, que dio a conocer lo vulnerable y lacerada que están las instituciones y la estructura interna de la Isla.

Por otra parte, las políticas estabilizadoras locales y sus alcances son muy limitadas. Aparte del gran nivel de endeudamiento del Gobierno Central y los Municipios, se debe señalar que, por mandato constitucional, el presupuesto a final de cada año fiscal (entiéndase el 31 de junio) debe estar balanceado.³ Esto limita en gran medida el alcance de la política fiscal a nivel local (Rodríguez, 2017). Por otro lado, el sistema monetario y el sector externo están atados a Estados Unidos (Rodríguez y Toledo, 2007), las tasas de desempleo han

¹ *Operación Manos a la Obra* fue un programa de desarrollo basado en la industrialización, mediante la inversión externa, orientado hacia la exportación. El mismo se basó en subsidios en forma de construcción de edificios para venta o arrendamiento a empresas privadas por debajo de su valor de mercado y en la Ley de Incentivos Industriales de 1947, la cual eximía del pago de contribuciones municipales, sobre la propiedad, de arbitrios y patentes a empresas que cualificaran (Dietz, 1989).

² Esta sección permitió que subsidiarias de corporaciones estadounidenses establecieran operaciones en Puerto Rico sin pagar impuestos federales sobre las ganancias repatriadas a la casa matriz.

³ Véase el Artículo VI: Disposiciones Generales, Sección 7, de la Constitución del Estado Libre Asociado.

sobrepasado por mucho tiempo los dos dígitos y el nivel de transferencias es tan alto que ocupa aproximadamente el 50% de los ingresos de la Isla.

Dado el muy poco alcance de las políticas fiscales y monetarias, las políticas industriales han asumido una mayor importancia al analizar las fuentes de las fluctuaciones macroeconómicas en Puerto Rico a nivel histórico. Particularmente, Dietz (1989) señala que el tipo de política industrial que ha predominado en la Isla ha consistido en la atracción de capital externo, comenzando con la Ley de Incentivos Industriales y *Manos a la Obra*. Rodríguez (2017) señala que la estrategia de crecimiento basada en atracción de capital extranjero ha resultado en un aumento en la vulnerabilidad de la economía local a choques externos. Esto fue aparente en la década de 1970, cuando la economía empezó a experimentar problemas de estancamiento luego de haber crecido a tasas de sobre 4% en promedio en el periodo de expansión de la posguerra (1947-1973). Catalá (1998) señala que las causas de la desaceleración de la economía en la década de 1970 consisten en el agotamiento de las ventajas de la fase expansiva anterior, tales como mano de obra barata y petróleo a bajo costo.

En respuesta al estancamiento de principios y mediados de la década de 1970, se creó la sección 936 del Código de Rentas Internas Federal en 1976. Este estatuto proveía a empresas extranjeras exenciones contributivas sobre las repatriaciones de ganancias a su casa matriz. El objetivo de esta sección era atraer capital externo y tecnología, principalmente de empresas intensivas en capital. La mayor parte de estas empresas se concentraron en el sector de manufactura de alta tecnología, particularmente en las industrias de farmacéuticos y productos químicos. Por instancia, la contribución o el peso relativo del sector de manufactura en el producto nacional bruto en 1970 era de 25.4%. Para 1980, esta cifra había aumentado a 48.1%. Dietz (1989) señala que Puerto Rico se convirtió en la década de 1980 en un eslabón de gran rentabilidad para las farmacéuticas a nivel mundial por la capacidad de poner a prueba sus productos sin mayores restricciones y producir en un ambiente menos regulado que en Estados Unidos, a la vez que alrededor del 50% de sus ganancias se generaban en la Isla.

Por otro lado, Toledo (2006) afirma que la industria de producción de medicinas a nivel local, compuesta mayormente por farmacéuticas beneficiarias de los incentivos de la sección 936, producía el 24% de todas las medicinas en Estados Unidos en 1997 y el 21% en el 2002. Además, al ser una industria intensiva en capital y estar compuesta por empresas estadounidenses, ésta se ve afectada por las

innovaciones tecnológicas desarrolladas en Estados Unidos.

Dicho esto, nuestra hipótesis principal establece que los cambios tecnológicos, ya sea anticipados como no anticipados, tienen efectos de magnitud y persistencia significativa sobre las fluctuaciones macroeconómicas en la Isla. La razón principal para esto estriba en que cualquier impulso de tipo tecnológico genera desplazamientos positivos en la función de producción agregada, pues éstos resultan en aumentos en la productividad total de los factores. Este aspecto ha sido planteado, desde la década de los ochenta, como fuente de las fluctuaciones económicas (Toledo, 2006) bajo el esquema analítico de Ciclos Económicos Reales (CER).

En este trabajo examinamos el rol de los cambios tecnológicos no anticipados como fuente de las fluctuaciones macroeconómicas en Puerto Rico. Para estos fines, se emplea un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés) y se estiman los parámetros del modelo utilizando técnicas bayesianas. El modelo estimado es una versión del modelo de CER de Hansen (1985). El mismo se destaca de otros modelos de la escuela de CER por incorporar el supuesto de mano de obra indivisible, el cual establece que los individuos firman contratos con las empresas para trabajar una cantidad fija de horas por periodo.

La solución del modelo a ser estimado consiste en unas leyes de movimiento de las variables endógenas que muestran cómo se comportan las variables en respuesta a choques aleatorios exógenos. Estos impulsos aleatorios son los que generan las fluctuaciones de las variables macroeconómicas. Dado que nuestro interés principal consiste en los impulsos tecnológicos, la única fuente de las fluctuaciones en nuestro modelo son cambios tecnológicos aleatorios, lo cual es consistente con la hipótesis principal de la escuela de CER.

La estimación de algunos de los parámetros de este modelo con técnicas bayesianas tiene varias ventajas. En particular, al confrontar el modelo utilizado con datos agregados, es posible evaluar la capacidad del modelo para explicar los orígenes de las fluctuaciones, al evaluar su bondad de ajuste a los datos. Por otra parte, se hace posible una caracterización completa de la incertidumbre de los estimados del modelo mediante la construcción de intervalos de credibilidad para los estimados (Elekgad *et al.*, 2006).

En la próxima sección se hace un recuento histórico de la teoría macroeconómica, con el propósito de ubicar en tiempo, espacio y relevancia la teoría base de este trabajo: los ciclos económicos reales. La tercera parte discute una adaptación detallada del modelo propuesto por Hansen (1985) que se ajusta al caso de Puerto Rico y a las

hipótesis que se quieren contrastar. Ésta se presenta bajo el esquema de los modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos (DSGE). Las secciones subsiguientes presentan la metodología de estimación del modelo, una descripción de los datos utilizados, los resultados y el análisis de estos. Finalmente se discuten las conclusiones y posibles implicaciones de política pública.

2. Ciclos económicos reales y modelos DSGE: un recuento histórico

En este trabajo, se emplea un modelo DSGE para estudiar el impacto de avances tecnológicos sobre las fluctuaciones macroeconómicas en Puerto Rico. Estos modelos son dinámicos, pues los agentes en la economía toman decisiones a través del tiempo y existen rezagos en las relaciones entre las variables económicas. Por otro lado, son estocásticos, pues la economía está sujeta a choques exógenos aleatorios que inducen a los y las agentes a reajustar sus planes óptimos y por ende causan que la economía se desvíe de su tendencia de largo plazo. También son consistentes con equilibrio general, pues la resolución de los modelos requiere la existencia de un equilibrio único para todos los mercados en la economía (Sims, 2011).

El modelo DSGE que se emplea en este trabajo pertenece a la familia de los modelos de CER desarrollados por Hansen (1985). Dicho modelo se diferencia de otros desarrollados por la escuela de CER, ya que incorpora el supuesto de mano de obra indivisible. Este supuesto implica que los individuos no pueden variar su oferta de mano de obra de manera flexible, pues están restringidos por contratos que los comprometen a proveer una cierta cantidad de mano de obra por periodo. Por ende, las fluctuaciones en las horas de trabajo dependen exclusivamente del número de personas empleadas. Este supuesto se introduce dada la observación de que, en la realidad, la mayoría de los individuos trabajan a tiempo completo o están desempleados. El mismo implica que los individuos no pueden sustituir consumo de bienes por consumo de ocio, pues estos proveen una cantidad fija de mano de obra por periodo según estipula el contrato. Hansen (1985) también propone un modelo en el que los individuos cuentan con perfecta flexibilidad para variar su oferta de mano de obra, por lo que pueden ajustar libremente el tiempo que desean trabajar.

Hasta donde tenemos conocimiento, este es el primer trabajo que aplica técnicas basadas en estadística bayesiana para estimar un modelo DSGE para la Isla. Este método es un estándar en la literatura económica para estimar dichos modelos, siendo los trabajos de

Shorfheide (2000) Lubik y Schorfheide (2005) los estudios seminales que emplean dicho método para generar estimados de los parámetros de estos. Por otro lado, el trabajo de Smets y Wouters (2007) constituye una de las primeras y más influyentes aplicaciones de la técnica al emplearla para estimar los parámetros de un modelo DSGE para la economía de Estados Unidos. En este trabajo, los autores muestran que el modelo es capaz de competir con los modelos de vectores autoregresivos en términos de poder de proyección. McKnight *et al.* (2020) estiman un modelo de equilibrio general con fundamentos Nuevo Keynesianos y mercados incompletos para comparar las preferencias de los bancos centrales en Latinoamérica, particularmente en Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, utilizando técnicas bayesianas. De los resultados de la estimación se desprende que solo en México los impulsos tecnológicos constituyen una fuente significativa de las fluctuaciones económicas relativa a las otras fuentes de las fluctuaciones en el modelo.

Borda y Wright (2016) estiman un modelo DSGE con técnicas bayesianas para estudiar el impacto de desastres naturales sobre las fluctuaciones macroeconómicas en el Caribe y Centroamérica. De los resultados de la estimación, los autores concluyen que los países del Caribe están mejor preparados ante desastres naturales que los centroamericanos. Particularmente, los terremotos tienden a tener efectos de largo plazo sobre el ciclo económico en los países centroamericanos, pero en los del Caribe. Por otro lado, los huracanes o tormentas tienen efectos de corto plazo y no permanentes tanto en el Caribe como en Centroamérica.

El modelo de CER de Hansen es apropiado para estudiar los ciclos económicos en Puerto Rico, dado que el gobierno local no ha tenido control sobre las herramientas de política fiscal y monetaria, y ha concentrado sus esfuerzos en la ejecución de políticas industriales o por el lado de la oferta. De esta manera, se puede hacer referencia al cambio tecnológico como una de las principales, sino la principal, fuente de las fluctuaciones económicas en la Isla. Esto ha implicado que la productividad total de los factores sea un factor clave en el crecimiento económico, por lo que los cambios tecnológicos esperados e inesperados cobran importancia por encima de las demás fuentes de las fluctuaciones en el estudio de éstas. En un análisis de 127 países, Hall y Jones (1998) muestran que Puerto Rico es la economía con el nivel más alto de productividad factorial total de entre 110 economías nacionales.⁴ Alameda y González (2001) estiman que cerca del 32% del crecimiento económico de Puerto Rico entre 1947 y 1999 se debió

⁴ No obstante, este alto nivel de productividad medido por el residual se puede

directamente a la productividad factorial total.⁵

En este trabajo adoptamos el supuesto de mano de obra indivisible. El supuesto alternativo de mano de obra divisible (versión más simplista del modelo de Hansen) implica que los individuos pueden escoger libremente la cantidad de horas que decidan trabajar por periodo. Este no ha sido el caso en Puerto Rico, pues en la vasta mayoría de los casos, los individuos firman contratos con las empresas para trabajar una cantidad de horas fija. Por ende, gran parte de las fluctuaciones en las horas de trabajo a nivel agregado han sido por variaciones en el margen extensivo (cambio en número de personas empleadas) y no en el margen intensivo (cambio en horas trabajadas promedio). Hansen (1985) muestra que las variaciones en horas de trabajo a nivel agregado se pueden descomponer entre variaciones en la cantidad de personas empleadas (margen extensivo) y variaciones en las horas trabajadas en promedio (margen intensivo). Al utilizar esta descomposición, este autor halla que el 55% de las variaciones en las horas trabajadas son explicados por variaciones en el número de personas empleadas, mientras que un 20% son explicadas por variaciones en las horas de trabajo promedio y el resto a la covarianza entre ambos.

Utilizando datos del sector de la manufactura desde el 2000 a razón mensual, particularmente las horas de trabajo y la cantidad de personas empleadas en establecimientos en este sector, realizamos de manera similar una descomposición de la varianza de las horas de trabajo.⁶ De este ejercicio, obtenemos que sobre el 98% de las varia-

atribuir, según los autores, a que el producto interno bruto está sobrestimado debido al mecanismo de transferencia de precios de las empresas multinacionales de Estados Unidos con operaciones en la Isla.

⁵ Sin embargo, en la etapa de alta tecnología (1977-1992), los autores estiman que el aumento en la productividad factorial total fue de apenas 0.8%. Estos establecen que el aumento de los activos intangibles registrados en los libros de las corporaciones 936 y no en inversión en capital físico limitó el crecimiento de la productividad en este periodo.

⁶ Utilizamos datos desde el 2000 porque este año constituye la última observación disponible de estos datos para la Isla, a la vez que no existen datos de las horas de trabajo en otros sectores. La descomposición se realiza estimando un modelo de regresión con la variable dependiente siendo las horas de trabajo y las variables independientes siendo las horas promedio por trabajador y la cantidad de personas empleadas, medida por la encuesta de establecimientos. Luego, se aplica la técnica ANOVA para obtener la proporción de la variación total en las horas de trabajo que puede ser explicada de manera individual por las ho-

ciones en las horas de trabajo en la manufactura de Puerto Rico, desde el 2000, pueden ser explicadas por variaciones en el número de personas empleadas; mientras que el restante se explica por variaciones en las horas trabajadas promedio. Dada esta observación, se subraya la importancia de adoptar el supuesto de mano de obra indivisible. De esta manera, se podrá tomar en cuenta que la vasta mayoría de los ajustes en la demanda de trabajo ocurren en el margen extensivo.

Adicional a esto último, el supuesto de mano de obra indivisible cobra relevancia en el contexto de Puerto Rico en el periodo de la sección 936. Como se mencionó antes, la mayor parte de las empresas atraídas por esta política industrial se concentraban en el sector de manufactura de alta tecnología. En términos generales, los contratos de empleo en estas empresas se estipulan de manera que el empleado trabaje aproximadamente la misma cantidad de horas por periodo.

En la sección que sigue se presenta el modelo y se obtienen sus condiciones de equilibrio. En la sección posterior se presentan resultados de las simulaciones del modelo calibrado con datos de Puerto Rico. Finalmente, en la última parte de este trabajo se presentan las conclusiones e implicaciones de política pública.

3. Modelo

En el modelo propuesto por Hansen (1985), a diferencia de otros modelos del paradigma de CER, los individuos enfrentan una restricción en sus preferencias por ocio debido a que estos deben trabajar una cantidad fija de horas por periodo o estar desempleados. Los mismos firman contratos con las empresas para proveer una cantidad fija de horas de trabajo h_0 por periodo con probabilidad α_t . Este contrato es en sí mismo un bien que puede ser intercambiado, por lo que el individuo recibe una compensación independientemente de si trabaja o no. Este supuesto implica que las empresas proveen un tipo de seguro por desempleo.

ras promedio por trabajador y la cantidad de personas empleadas. Los datos y resultados se han incluido en el apéndice.

3.1. Familias

La economía está poblada por una masa unitaria de familias. La familia representativa en esta economía escoge una combinación de consumo c_t y ocio l_t para maximizar el valor esperado de la utilidad a lo largo de su tiempo de vida sujeto a restricciones de recursos. El problema intertemporal estándar del individuo se puede expresar como:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t) \quad (1a)$$

$$\text{Sujeto a} \quad y_t = z_t k_t^\theta h_t^{1-\theta}, \quad (1b)$$

$$z_{t+1} = \gamma z_t + \epsilon_{t+1} \quad (1c)$$

$$k_{t+1} = (1 - \delta) k_t + i_t. \quad (1d)$$

$$y_t \geq c_t + i_t. \quad (1e)$$

En la función objetivo, β es un factor de descuento que ilustra la impaciencia de los individuos con respecto a sus preferencias intertemporales. Dado que $\beta < 1$, los individuos valorarán más el consumo presente que el consumo futuro. La dotación de tiempo por periodo para cada individuo se normaliza a 1, por lo que aquella cantidad de tiempo que el individuo no trabaje será devotada a tiempo de ocio ($l_t = 1 - h_t$). La primera restricción es la función de producción con k_t siendo el capital utilizado en la producción, h_t la cantidad de mano de obra medida en horas de trabajo y λ_t una variable aleatoria que representa el nivel de tecnología en la economía. Así mismo, θ es la fracción de capital utilizada en la producción, mientras que $1 - \theta$ es la fracción de mano de obra, lo que implica que esta función de producción exhibe rendimientos constantes de escala. Por otro lado, (1c) representa la evolución de la tecnología en la economía, la cual se asume que sigue un proceso AR(1), con ϵ_{t+1} representando un impulso de tecnología con media cero y varianza constante. Las últimas dos restricciones representan la evolución del capital, con δ siendo la tasa de depreciación e i_t siendo la inversión, y una restricción de factibilidad, la cual establece que todo lo que se produce debe ser al menos consumido o invertido.

La forma funcional de $u(c_t, l_t)$ consiste en la especificación de aversión constante al riesgo (Arrow, 1965), la cual se expresa como:

$$u(c_t, l_t) = \log c_t + A \log l_t \quad (2)$$

Esta especificación es consistente con el supuesto de preferencias convexas, pues la tasa marginal de sustitución⁷ entre ambos, el consumo de bienes y de ocio, es decreciente en el ocio. Esto asegura que el problema de optimización sea cóncavo y tenga una solución bien definida (no soluciones de esquina). Dado que los individuos trabajan una cantidad fija de horas h_0 con probabilidad α_t o están desempleados con probabilidad $1 - \alpha_t$, la utilidad esperada en el periodo t se puede expresar como:

$$u(c_t, \alpha_t) = \alpha (\log c_t + A \log (1 - h_0)) + (1 - \alpha) (\log c_t + A \log (1 - h_0)) \quad (3)$$

Aquí, $\alpha_t = h_t/h_0$ pues la cantidad de horas trabajadas a nivel agregado por periodo es la fracción de individuos empleados en ese periodo por el tiempo fijo de trabajo que todos proveen por periodo, es decir, $h_t = \alpha_t h_0$ (McCandless, 2008). Por ende y como se indicó anteriormente, las fluctuaciones en las horas trabajadas dependen exclusivamente del número de individuos empleados, es decir, de la fracción de empleados α_t , pues todos trabajan la misma cantidad de horas (h_0) si en un periodo son empleados por la empresa representativa. Luego, (2) se simplifica a:

$$u(c_t, l_t) = \log c_t + \frac{A \log(1 - h_0)}{h_0} (1 - l_t) \quad (4)$$

Sustituyendo esta forma funcional de la utilidad del individuo en el problema intertemporal estándar y combinando las restricciones de recursos, el problema de optimización del individuo se expresa como:⁸

$$\max \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log c_t + B h_t) \quad (5a)$$

$$\text{Sujeto a} \quad c_t + k_{t+1} = z_t k_t^\theta h_t^{1-\theta} + (1 - \delta) k_t \quad (5b)$$

⁷ La misma está dada por $-\frac{dc_t}{dl_t} = \frac{Ac_t}{l_t}$

⁸ Utilizamos $B = \frac{A \log(1-h_0)}{h_0}$

Este es un problema intertemporal estándar, cuyas variables de control son c_t , h_t y k_{t+1} . Este problema se puede resolver por el método de Lagrange, siendo el lagrangiano:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log c_t + B h_t] \\ + \lambda_t [c_t + k_{t+1} - (1 - \delta) k_t - z_t k_t^\theta h_t^{1-\theta}] \end{aligned} \quad (6)$$

Las condiciones de primer orden están dadas por:

$$\partial \mathcal{L} / \partial c_t = 1/c_t + \lambda_t = 0 \quad (7)$$

$$\partial \mathcal{L} / \partial h_t = B - \lambda_t (1 - \theta) z_t k_t^\theta h_t^{-\theta} = 0 \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \partial \mathcal{L} / \partial k_{t+1} = B^t \lambda_t - E_t \beta^{t+1} \lambda_{t+1} (1 - \delta) \\ - E_t \beta^{t+1} \lambda_{t+1} \theta z_{t+1} k_{t+1}^{\theta-1} h_{t+1}^{1-\theta} = 0 \end{aligned} \quad (9)$$

Dividiendo las primeras dos condiciones de primer orden y reagrupando tenemos:

$$\frac{1}{c_t} = \frac{B}{(1-\theta) z_t k_t^\theta h_t^{-\theta}} \quad (10)$$

Finalmente, la primera condición de equilibrio se puede expresar como:⁹

$$c_t = \frac{(1-\theta) z_t k_t^\theta h_t^{-\theta}}{B} \quad (11)$$

Esta condición implica que, en equilibrio, el consumo debe ser proporcional al salario y a la cantidad fija de horas que el individuo trabaje.

Reagrupando la tercera expresión, tenemos:

$$\begin{aligned} B^t \lambda_t = E_t \beta^{t+1} \lambda_{t+1} [(1 - \delta) + \theta z_{t+1} k_{t+1}^{\theta-1} h_{t+1}^{1-\theta}] \\ \Rightarrow \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [(1 - \delta) + \theta z_{t+1} k_{t+1}^{\theta-1} h_{t+1}^{1-\theta}] \end{aligned} \quad (12)$$

⁹ $\frac{(1-\theta) z_t k_t^\theta h_t^{-\theta}}{B} = \frac{(1-\theta) z_t k_t^\theta h_t^{-\theta} \frac{h_t}{h_t}}{B} = \frac{(1-\theta) z_t k_t^\theta h_t^{1-\theta}}{B h_t} = \frac{(1-\theta) y_t}{B h_t}$

Recordando que $\lambda_t = -\frac{1}{c_t}$, la segunda condición de equilibrio toma la forma:¹⁰

$$1 = \beta E_t \frac{c_t}{c_{t+1}} [(1 - \delta) + r_{t+1}] \quad (13)$$

A esta condición se le conoce como la ecuación de Euler, la cual establece que, en equilibrio, la utilidad marginal del consumo presente debe ser igual a la utilidad marginal esperada del consumo futuro tomando en cuenta la tasa de interés esperada y la depreciación del capital.¹¹ Esta condición implica que el beneficio marginal del consumo presente debe ser igual a su costo marginal (Sims, 2011). El costo de aumentar el consumo en el presente es la deuda en la que incurre (o el ahorro que pierde) para financiar dicho consumo.

3.2. Empresas

Las empresas en la economía producen un bien homogéneo y operan en un mercado perfectamente competitivo. La condición de primer orden para el problema de la empresa está dada por:

$$\frac{\partial}{\partial k_t} (z_t k_t^\theta h_t^{1-\theta} - w_t h_t - r_t k_t) = \theta z_t k_t^{\theta-1} h_t^{1-\theta} - r_t = 0 \quad (14)$$

$$\theta z_t k_t^{\theta-1} h_t^{1-\theta} = r_t \quad (15)$$

Por lo que, en equilibrio, el pago al factor capital será igual a su producto marginal. Esta ecuación constituye la condición de equilibrio en el mercado de factores. La condición de equilibrio en el mercado de trabajo se obtiene de manera análoga.

3.3. Equilibrio

Las condiciones de equilibrio en el modelo están dadas por las soluciones al problema de optimización intertemporal de las familias, por las restricciones de recursos y la solución al problema de optimización de la firma, la cual es también la condición de equilibrio en el mercado de factores. En equilibrio, dado que las familias son idénticas

¹⁰ En la sección 2.2 mostramos que, en equilibrio, $r_t = \theta z_t k_t^{\theta-1} h_t^{1-\theta}$

¹¹ En este caso, r_t está definida como la tasa bruta de interés de la inversión. La tasa de interés real neta se obtiene restando la depreciación a la tasa real bruta: $r_{real,t} = r_t - \delta$

y hay una masa unitaria de las mismas, se reemplazan las variables individuales de familia en minúscula por las mismas en mayúscula, indicando que representan valores agregados. De esta forma, las condiciones de equilibrio en esta economía están constituidas por:

$$1 = \beta E_t \frac{c_t}{c_{t+1}} [(1 - \delta) + R_{t+1}] \quad (16)$$

$$C_t = \frac{(1-\theta)y_t}{B H_t} \quad (17)$$

$$C_t + K_{t+1} = z_t K_t^\theta H_t^{1-\theta} + (1 - \delta) K_t \quad (18)$$

$$R_t = \theta z_t K_t^{\theta-1} H_t^{1-\theta} \quad (19)$$

$$w_t = (1 - \theta) z_t K_t^\theta H_t^{-\theta} \quad (20)$$

$$Y_t = z_t K_t^\theta H_t^{1-\theta} \quad (21)$$

$$\ln z_{t+1} = \gamma \ln z_t + \epsilon_{t+1} \quad (22)$$

Las primeras dos ecuaciones son la solución al problema de optimización intertemporal de las familias con respecto al capital y al consumo, la tercera es la restricción presupuestaria de la familia y las restantes son las condiciones de equilibrio en los mercados de capital y mano de obra, la función de producción y el proceso que describe la evolución de la tecnología, respectivamente.

3.4. Calibración

La resolución del modelo presentado consiste en una serie de leyes o ecuaciones de movimiento para las variables endógenas a través del tiempo. Para hallar estas leyes de movimiento, también llamadas funciones de política, es necesario asignarles valores fijos a los parámetros del modelo. De esta manera, el modelo podrá ser resuelto con una técnica numérica.¹² Es importante señalar que en este trabajo se calibran algunos parámetros y se estiman otros.

Los valores a los que se deben fijar los parámetros a ser calibrados tienen que ser consistentes con observaciones reales, particularmente

¹² La técnica numérica utilizada en este trabajo es la de Blanchard y Kahn (1980).

con observaciones de crecimiento en el largo plazo y evidencia microeconómica de las preferencias de los individuos (Gomme y Lkhagvasuren, 2013). Las fuentes de los valores con que se calibran los parámetros son variadas. Estos valores pueden ser calculados utilizando datos agregados. Los demás parámetros provienen de otras dos fuentes principales: 1) estudios microeconómicos, tales como encuestas de uso del tiempo; y 2) reglas para elegir valores, las cuales consisten en escoger valores de ciertos parámetros, de forma que las relaciones que se observan en los modelos son consistentes con las que se observan en los datos (McCandless, 2008). Además, cabe señalar que el modelo es calibrado a una frecuencia trimestral.

El cuadro 1 presenta los parámetros del modelo a ser calibrados con los respectivos valores que se le asignan a los mismos en el proceso de calibración. En particular, al parámetro del factor de descuento se le asigna un valor de 0.99,¹³ el cual es estándar en la literatura e implica una tasa de interés real anualizada de 4% en el estado estacionario. Como es estándar en la literatura de CER, el parámetro de la tasa de depreciación del capital se calibra como el valor de la proporción de la inversión al acervo de capital en el estado estacionario.¹⁴ Esta proporción asumió un valor promedio de 0.0619 entre el primer semestre de 1980 y el tercer trimestre de 2019.¹⁵ Los parámetros A y h_0 se calibran para asegurar que, en el estado estacionario, el tiempo de trabajo represente aproximadamente un tercio del tiempo total. Según McCandless (2008), la mano de obra en el estado estacionario bajo mano de obra divisible está dada por:

¹³ Este es un valor estándar al cual se suele fijar dicho parámetro, debido a que valores iguales o mayores a uno implican que los individuos serían indiferentes entre consumir más en el presente o consumir más en el futuro. Varios estimados de este parámetro en el pasado confirman que el parámetro es menor, pero cercano a uno (Hansen y Singleton, 1983). En este particular, escoger una distribución previa para este parámetro no sería posible a menos que la previa tenga un alto grado de informatividad, pues previas con varianzas grandes pudieran resultar en valores estimados para los cuales no existe una solución estable para el modelo (valores iguales o mayores a uno).

¹⁴ La serie de capital es estimada con la expresión recursiva: $k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t = k_t + (i_t - \text{Depreciacion real}_t)$ con el valor inicial siendo la inversión interna bruta de capital fijo en 1940, la cual constituye la observación más antigua de esta serie para la Isla.

¹⁵ Apéndices Estadísticos del Informe Económico al Gobernador, Junta de Planificación.

$$H_{SS} = \frac{1}{1 + \frac{A}{1-\theta} \left[1 - \frac{\beta\delta\theta}{1-\beta(1-\delta)} \right]} \quad (23)$$

Al igualar esta expresión a $\frac{1}{3}$ y sustituir los valores de los parámetros calibrados, se resuelve esta expresión para A . Una vez obtenido A , se combina (23) con la expresión de la mano de obra en el estado estacionario bajo mano de obra indivisible, dada por:

$$H_{SS} = \frac{1-\theta}{B \left[1 - \frac{\beta\delta\theta}{1-\beta(1-\delta)} \right]} \quad (24)$$

Igualando esta expresión con (23) y sustituyendo el valor obtenido para A , se puede despejar para el valor de h_0 . El resultado de este ejercicio resulta en valores de 1.91 para A y 0.582 para h_0 . Si se asume que el día tiene 24 horas, esta calibración es consistente con una jornada laboral fija de 8 horas.¹⁶ El cuadro 1 muestra los parámetros a ser calibrados junto con sus respectivas calibraciones.

Cuadro 1
Parámetros calibrados

Parámetro	β	δ	A	h_0
Valor	0.99	0.0619	1.91	0.582

Fuente: Elaboración propia.

4. Metodología de estimación

Esta sección presenta la técnica utilizada para estimar los parámetros restantes en nuestro modelo, como también para generar medidas de incertidumbre sobre los estimados. Aparte del método de calibración estándar, existen un sinnúmero de estrategias para determinar los valores de los parámetros de un modelo DSGE. Particularmente, Christiano y Eichenbaum (1992) emplean el método de momentos generalizados para estimar los parámetros de un modelo de ciclos económicos

¹⁶ Realizamos la calibración de esta manera dado que la mayoría de los empleos que crearon las corporaciones 936 en la etapa de alta tecnología eran empleos a tiempo completo y para tomar en cuenta el posible trabajo adicional que realizan los empleados a tiempo parcial en otras empresas con fines completar una jornada laboral de 8 horas.

reales, mientras que Altug (1989), McGrattan (1994), Kim (2000) e Ireland (2001) emplean el método de máxima verosimilitud de información completa para estimar modelos DSGE de distintas escalas. Este constituye uno de los métodos de estimación basados en estadística frecuentista más utilizados para estimar modelos DSGE. A diferencia de estos trabajos, en éste empleamos un método basado en estadística bayesiana para generar estimados de los parámetros de nuestro modelo. Entre los trabajos que emplean este método se destacan los seminales de Schorfheide (2000), Otrok (2001) y Dejong *et al.* (2000), y los trabajos de Lubik y Schorfheide (2005), Onatski y Williams (2004), Adolfson *et al.* (2008), entre otros.

A diferencia del enfoque frecuentista de la estadística, el cual establece que el parámetro de interés es una cantidad fija pero desconocida, el enfoque bayesiano establece que el parámetro varía de acuerdo con una distribución de probabilidad. Esta distribución de probabilidad es conocida como la distribución previa o *priori*. En la macroeconomía, este enfoque para estimar los parámetros de modelos DSGE tiene varias ventajas. En particular, el enfoque bayesiano responde a la crítica presentada por Lucas (1976), la cual plantea que los parámetros de las relaciones económicas agregadas no se mantienen constantes a través del tiempo y luego de la implementación de distintas políticas. Al asumir que los parámetros no son constantes y que tienen una variación descrita por una distribución de probabilidad, el enfoque bayesiano provee en su esencia una solución directa a la incógnita presentada por esta crítica. Por otro lado, se hace posible una caracterización completa de la incertidumbre sobre los parámetros estimados mediante la construcción de intervalos de credibilidad para éstos (Elekdag *et al.*, 2006).

4.1. *La estrategia bayesiana de estimación*

El enfoque bayesiano consiste en actualizar información de los parámetros del modelo, resumida por una distribución previa. Esto se lleva a cabo luego de observar una muestra de datos macroeconómicos. El resultado de este ejercicio es la distribución actualizada, también conocida como la distribución posteriori de los parámetros. Esta distribución de probabilidad, por estar condicionada en los datos observados, refleja el conocimiento de los parámetros luego de observar los datos. Una vez que se obtiene la distribución posteriori, se pueden generar estimados de los parámetros al tomar muestras de esta distribución y calcular el promedio de los promedios de las muestras. Por la ley fuerte de los números grandes, este valor converge al parámetro de interés para suficientes replicaciones de un algoritmo de muestreo

particular. Por otro lado, el teorema del límite central asegura la precisión de las aproximaciones realizadas de la media, a medida que aumenta el tamaño de la muestra observada (Schorfheide, 2000). En este trabajo, el algoritmo de muestreo que utilizamos para generar estimados de los parámetros del modelo, partiendo de la distribución posteriori, es el de paseo aleatorio de Metropolis Hastings (RWMH, por sus siglas en inglés).

En particular, cuando se hacen disponibles nuevas observaciones de datos agregados en un periodo, éstas son incorporadas en el conjunto de información. El conocimiento que se tiene de los parámetros, resumido por la distribución previa, es actualizado para obtener la distribución posteriori. Sea Θ el vector que contiene los parámetros del modelo a ser estimados, el cual toma la forma:

$$\Theta = [\gamma, \sigma_{\epsilon}] \quad (25)$$

Donde σ_{ϵ} es la desviación estándar del impulso tecnológico. El conjunto de información en el periodo t , denotado por X_t es un conjunto de series de tiempo históricas que se puede expresar como $X_t = \{y_t, X_{t-1}\}$. Éste incluye los valores observados de la serie en el periodo t y las observaciones de las series en todos los periodos anteriores. Si el conocimiento de los parámetros previo a la observación de la muestra X_t y condicional en los datos observados en el pasado está descrito por la distribución previa $P(\Theta)$, entonces la distribución posteriori o condicional en la observación de la muestra en t está dada por $P(\Theta|X_t)$. Por el teorema de Bayes, esta distribución se puede expresar como:

$$P(\Theta|X_t) = \frac{P(X_t|\Theta, \Phi)P(\Theta)}{P(X_t)} \quad (26)$$

Donde Φ es un vector que contiene los parámetros calibrados, $P(X_t|\Theta, \Phi)$ se conoce como la función de verosimilitud de los parámetros condicional en los datos observados y $P(X_t)$ es la distribución marginal de los datos, la cual se define como:¹⁷

$$P(X_t) = \int P(X_t|\Theta, \Phi)P(\Theta) d\Theta$$

¹⁷ Esta distribución se define de tal manera que la distribución posteriori integre a 1.

En particular, la distribución posteriori es proporcional a la verosimilitud de los parámetros del modelo y de la distribución previa impuesta sobre los parámetros,¹⁸ por lo que es posible escribir:

$$P(X_t|\Theta, \Phi) \propto P(X_t|\Theta, \Phi)P(\Theta) \quad (27)$$

Una vez evaluada la función de verosimilitud, la distribución posteriori está caracterizada por la propiedad de proporcionalidad luego de definir distribuciones previas. La representación estado-espacial del modelo está dada por:

$$y_t = HS_t + v_t \quad (28)$$

$$S_t = \phi(\Theta, \Phi) S_{t-1} + \phi_{\epsilon}(\Theta, \Phi) \epsilon_t \quad (29)$$

Donde y_t es el vector de variables observadas y S_t es el vector de variables de estado implicadas por el modelo en su forma log-linear incluyendo sus expectativas, las cuales no son observables. En el caso particular de nuestro modelo, este vector toma la forma:

$$S_t = [\hat{c}_t, \hat{r}_t, \hat{y}_t, \hat{h}_t, \hat{w}_t, \hat{z}_t, \hat{k}_{t+1}, E_t \hat{r}_{t+1}, E_t \hat{c}_{t+1}] \quad (30)$$

Donde $\hat{x}_t$ representa la desviación porcentual de la variable x_t de su estado estacionario. La ecuación (28) es conocida como la ecuación de medición, donde H es una matriz fija que asocia las variables observadas con las variables implicadas por el modelo y v_t representa el error de medición. En el caso de nuestro modelo, y_t representa las desviaciones observaciones porcentuales de la producción de su tendencia de largo plazo estimadas por el filtro Hodrick-Prescott de un lado.¹⁹ Si el modelo está en su forma log-linearizada alrededor de un estado estacionario, es decir, si todas las variables en el modelo están expresadas en desviaciones porcentuales de sus estados estacionarios y

¹⁸ Por un factor de proporcionalidad igual a la inversa de la verosimilitud marginal de los datos $P(X_t)$.

¹⁹ Se utiliza el filtro Hodrick-Prescott de un lado y no la versión más popular de dos lados. Dado que el filtro de dos lados utiliza observaciones tanto pasadas como futuras para estimar la observación del ciclo en el presente, el mismo no se puede aplicar para estimar modelos DSGE, puesto que la estimación es recursiva y solo toma en cuenta datos del pasado para producir estimados del ciclo en el presente.

las series macroeconómicas observadas son desviaciones porcentuales de una tendencia de largo plazo, estas pueden utilizarse como medidas de las variables implicadas por el modelo (Pfeifer, 2014). En este caso, H sería una matriz identidad. La ecuación (27) representa la solución de expectativas racionales de nuestro modelo en forma logarítmica lineal. Las matrices ϕ y ϕ_ε son funciones de los parámetros del modelo y ε_t es el vector de los impulsos estructurales.

El error de medición v_t captura las fluctuaciones de la variable observada que no son explicadas por las variables de estado, debido a posibles errores de medición en los datos utilizados. De acuerdo con Pfeifer (2014), la inclusión de errores de medición en el modelo constituye una forma de tomar en cuenta posibles faltas de especificación cuando los datos violan las restricciones ecuacionales implicadas por el modelo (Del Negro y Schorfheide, 2009; Sargent, 1989).

Si las distribuciones de los errores de medición v_t , de los impulsos estructurales ε_t y del estado inicial del modelo S_0 son normales y éstos están independiente e igualmente distribuidos, entonces el algoritmo del Filtro de Kalman puede ser utilizado para evaluar la función de verosimilitud y caracterizar por completo la distribución posteriori.

4.2. El filtro de Kalman y evaluación de la función de verosimilitud

Dado que las variables de estado en el modelo son parcialmente no observables y al estas definir la función de verosimilitud en la representación estado-espacial del modelo, no es posible evaluar la función de verosimilitud de manera analítica, pues la función de verosimilitud de la representación estado-espacial del modelo es $P(X_t, S_t|\Theta)$, mientras que la deseada es $P(X_t|\Theta)$ (Herbst y Schorfheide, 2015). Aplicando el filtro de Kalman, se puede filtrar las variables parcialmente no observadas S_t en $P(X_t, S_t|\Theta)$ para solo tener la función de verosimilitud en términos de las variables observadas X_t .

Si en el estado inicial las observaciones y las variables de estado son independientes y condicionales en los parámetros, entonces desde el primer periodo hasta el último de las series observadas, el algoritmo del filtro de Kalman se puede resumir en el siguiente teorema (West y Harrison, 1997).

Teorema 1:

Si la posteriori de las variables de estado en $t-1$ es $P(S_{t-1}|X_{t-1}, \Theta, \Phi) = N(\bar{S}_{t-1|t-1}, P_{t-1|t-1})$, con $v_t \sim I.I.DN(0, \Sigma_v)$, $\varepsilon_t \sim I.I.DN(0, \Sigma_\varepsilon)$ y $S_0(\bar{S}_{0|0}, P_{0|0})$ en la representación de espacio de estados del modelo

dada por las ecuaciones (3) y (4), entonces la distribución previa de las variables de estado es $P(S_t|X_{t-1}, \Theta, \Phi) = N(\bar{S}_{t|t-1}, P_{t|t-1})$, con:

$$\bar{S}_{t|t-1} = \phi(\Theta, \Phi) \bar{S}_{t-1|t-1} \quad (31)$$

$$P_{t|t-1} = \phi(\Theta, \Phi) P_{t-1|t-1} \phi(\Theta, \Phi)' + \phi_{\epsilon} \sum_{\epsilon} \phi'_{\epsilon} \quad (32)$$

La verosimilitud marginal de las variables observadas en t está dada por $P(y_t|X_{t-1}, \Theta, \Phi) = N(\bar{y}_{t|t-1}, F_{t|t-1})$, con:

$$\bar{y}_{t|t-1} = H \bar{S}_{t|t-1} \quad (33)$$

$$F_{t|t-1} = H P_{t|t-1} H' + \sum_u \quad (34)$$

Análogamente, la verosimilitud de las variables observadas en t condicional, en las variables de estado y en la muestra X_{t-1} , está dada por $P(y_t|S_t, X_{t-1}) = N(CS_t, \Sigma_u)$. Luego de observar y_t , la distribución posteriori de los estados en el periodo t toma la forma:

$$P(S_t|X_t, \Theta, \Phi) = P(S_t|y_t, X_{t-1}, \Theta, \Phi) = N(\bar{S}_{t|t}, P_{t|t}) \quad (35)$$

$$\bar{S}_{t|t} = \bar{S}_{t|t-1} + P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} (y_t - \bar{y}_{t|t-1}) \quad (36)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} H P_{t|t-1} \quad (37)$$

Hemos incluido la demostración de este teorema en el apéndice.

Una vez que se genera una secuencia de densidades marginales $P(y_t|X_{t-1}, \Theta)$ mediante el filtro, la función de verosimilitud deseada puede ser obtenida generando proyecciones del sistema estado-espacial periodo por periodo (Guerrón Quintana y Nason, 2012), por lo que la función de verosimilitud del modelo log-lineal se puede expresar como:

$$P(X_t|\Theta, \Phi) = P(y_t, X_{t-1}|\Theta, \Phi) = \prod_{t=1}^T p(y_t|X_{t-1}, \Theta, \Phi) \quad (38)$$

Combinando la función de verosimilitud obtenida con la distribución previa de los parámetros, se completa la caracterización de la distribución posteriori de los parámetros del modelo y es posible

obtener estimados de estos tomando la media de las medias en muestras repetidas de esta distribución mediante el algoritmo de paseo aleatorio RWMH.

4.3. Simulación de la distribución posteriori mediante el algoritmo RWMH

Con fines de obtener estimados de los parámetros de nuestro modelo, a partir de la distribución posteriori, generamos una secuencia de muestras de esta distribución mediante el algoritmo RWMH. El nombre del algoritmo proviene de la ecuación de movimiento de las muestras generadas, la cual toma la forma de un paseo aleatorio:

$$\Theta_l = \hat{\Theta}_{l-1} + u_l \quad (39)$$

Donde Θ_l representa una actualización propuesta para la muestra Θ_{l-1} y $u_l \sim I.I.DN(0_{k \times 1}, c^2 \Sigma_l)$, con k siendo la cantidad de parámetros a ser estimados. Partiendo de la ecuación (37) se observa que $E[\Theta_l] = \Theta_{l-1}$ y $Var(\Theta_l) = Var(u_l) = c^2 \Sigma_l$, lo que implica que la media de la distribución propuesta es la localización de la cadena y su varianza se aumenta por un factor de escala c , el cual se puede ajustar para controlar la proporción de muestras que son aceptadas para actualización por el algoritmo. En particular, el algoritmo se puede resumir en los siguientes pasos (Guerrón Quintana y Nason, 2012):

1. Seleccionar un valor de $\hat{\Theta}_0$ para inicializar el algoritmo de Metropolis Hastings. Con el fin de determinar este valor, se emplea una rutina de optimización numérica de la verosimilitud,²⁰ por medio del cual se generan estimados de la moda de la distribución posteriori que resulta en un valor máximo del logaritmo de esta distribución. La misma es utilizada como el valor inicial de las cadenas de Markov.

2. Evaluar la función de verosimilitud en este vector inicial $\hat{\Theta}_0$ utilizando el filtro de Kalman. Esto genera un estimado inicial de la verosimilitud del modelo, dada por $P(X_t|\hat{\Theta}_0, \Phi)$.

3. Se propone una actualización Θ_1 de $\hat{\Theta}_0$, la cual toma la forma $\Theta_1 = \hat{\Theta}_0 + u_1$ y se obtiene la verosimilitud $P(X_t|\Theta_1, \Phi)$, mediante el filtro de Kalman al inicializarlo en Θ_1 .

²⁰ La rutina utilizada en este trabajo es `csminwell`, elaborada por Christopher Sims, disponible en <http://sims.princeton.edu/yftp/optimize/>.

4. El algoritmo acepta la actualización Θ_1 con probabilidad dada por:

$$\alpha = \min \left\{ \frac{P(X_t|\Theta_1, \Phi)P(\Theta_1)}{P(X_t|\hat{\Theta}_0, \Phi)P(\hat{\Theta}_0)}, 1 \right\} \quad (40)$$

Si la actualización propuesta aumenta el valor de la densidad posteriori, entonces $P(\Theta_1|X_t) > P(\hat{\Theta}_0|X_t)$ y la actualización es aceptada con probabilidad igual a uno. En este trabajo ajustamos el factor de escala c para obtener una tasa de aceptación de las muestras propuestas para actualización de entre 0.20 y 0.30 de acuerdo con Roberts *et al.* (1997) y Guerrón Quintana y Nason (2012), por cada cadena del algoritmo RWMH.

Los pasos 2 al 4 del algoritmo producen la distribución posteriori $P(\Theta_l|X_t)$ generando muestras que toman la forma $\{\Theta_l\}_{l=1}^N$, donde N es la cantidad de muestras generadas de una distribución parecida a la posteriori. De estas muestras se pueden obtener estimados de los parámetros tomando las medias o medianas de estas distribuciones (Elekdag *et al.*, 2006). El número de muestras generadas debe escogerse de forma tal que se asegure la convergencia del simulador. El algoritmo de simulación converge cuando una muestra de la cadena de Markov tiene aproximadamente la misma distribución que una muestra tomada directamente de la posteriori (Schorfheide, 2000). En la próxima sección discutimos nuestra selección de distribuciones previas para los parámetros a ser estimados.

4.4. Distribuciones previas seleccionadas

Schorfheide (2000) establece que la selección de distribuciones previas para los parámetros a ser estimados se puede llevar a cabo por introspección para reflejar conocimiento previo acerca de la validez de las teorías económicas en la realidad. Adicional a esto, las previas seleccionadas reflejan conocimiento anterior acerca de la posible localización del parámetro (Haider y Khan, 2008).

Particularmente, en este trabajo calibramos algunos parámetros y estimamos otros con el propósito de evitar posibles problemas de identificación. Iskrev (2008) señala que algunos parámetros son difíciles de identificar partiendo de los datos disponibles o ya existe un consenso en la literatura acerca de sus valores.

En nuestro estudio, como ya se ha discutido, los parámetros que calibramos son el factor de descuento β , la tasa de depreciación de capital δ , mientras que aquellos a estimarse son la fracción de capital

utilizada en la producción θ , el coeficiente de autocorrelación de la tecnología γ y la desviación estándar del impulso tecnológico.

En particular, el parámetro de la fracción de capital utilizada en la producción θ es calculado tomando la fracción del ingreso que han recibido los empleados en la Isla,²¹ en línea con Kydland y Prescott (1982). Entre 1980 y 2019, esta proporción asumió un valor promedio de 0.7416 en la Isla, por lo que la fracción promedio de ingresos que reciben los propietarios de capital asume un valor de 0.2504, el cual es el valor que asignamos al parámetro θ como media previa en la estimación de este parámetro.²²

Para los parámetros γ y θ seleccionamos una distribución beta no informativa, con una media de 0.5 con una desviación estándar de 0.2. Estos parámetros deben ser menores a 1 para asegurar la estabilidad del modelo,²³ por lo que la distribución beta constituye una distribución previa ideal al restringir los parámetros a asumir valores en el intervalo $[0,1]$. Para el parámetro de la fracción de capital utilizada en la producción de θ escogemos una distribución beta no informativa, con media previa igual a 0.2504 (valor del promedio de la serie desde 1980 a 2019) y desviación estándar de 0.2.

Para el parámetro de la desviación estándar del impulso tecnológico seleccionamos una distribución gamma invertida con una media de 0.01 y una desviación estándar de 4. Esta distribución es utilizada con frecuencia como previa para desviaciones estándares por su característica de no informatividad (Gelman, 2006).

²¹ La fracción de ingresos recibidos por los empleados se estima como la proporción de la suma de las compensaciones a empleados e ingresos procedentes de la propiedad a la suma del producto nacional bruto y la depreciación menos los impuestos indirectos. Estas series son tomadas del Apéndice Estadístico del Informe Económico al Gobernador, producido por la Junta de Planificación.

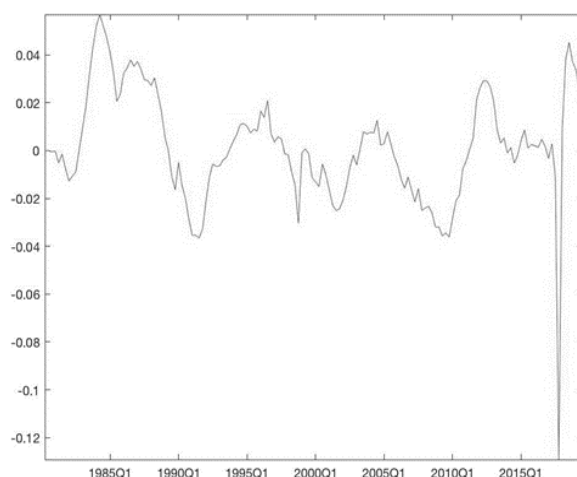
²² El valor de esta proporción en el 2019 fue de 0.3704, lo cual se alinea más con los valores observados para Estados Unidos y América Latina. Dado que el periodo de estimación se extiende desde 1980, utilizar el promedio ayuda a compensar los periodos del pasado, en los que el parámetro asumió valores más bajos porque la producción fue más intensiva en mano de obra. No obstante, los resultados cualitativos de las simulaciones no se alteran al variar el parámetro en dicho rango.

²³ El factor de descuento β puede ser levemente mayor a 1 sin alterar la estabilidad del modelo. No obstante, $\gamma = 1$ implica un paseo aleatorio para la tecnología, por lo que los choques serán permanentes y las respuestas de las variables ante estos impulsos no serán estables.

4.5. Datos

Los datos utilizados en la estimación del modelo son las desviaciones porcentuales del Producto Nacional Bruto de su tendencia de crecimiento, entre el tercer trimestre de 1980 y el tercer trimestre de 2019. Esta serie, la cual se muestra en la gráfica 1, fue estimada mediante el filtro Hodrick-Prescott de un solo lado, fijando el valor de la penalidad de variación en 1 600, valor sugerido por Hodrick y Prescott (1981) para datos trimestrales.

Gráfica 1
Ciclo del PNB real en Puerto Rico estimado por el filtro
Hodrick-Prescott de un lado



Fuente: Elaboración propia.

Dado que en la Isla no existen estimados de las cuentas nacionales a razón trimestral, en esta serie fue estimada la metodología de interpolación de Alameda (2007).²⁴ La misma consiste en estimar una ecuación de regresión con datos anuales del producto bruto como

²⁴ Esta metodología consiste en estimar una regresión entre el PNB real a razón anual y un índice de actividad económica como el producido por la Junta de Planificación de Puerto Rico o por el Banco de Desarrollo Económico. Luego, se multiplica el índice de actividad económica a razón trimestral por el coeficiente estimado asociado al índice, lo que resulta en un estimado del producto nacional bruto a razón trimestral.

variable dependiente y el Índice de Actividad Económica²⁵ producido por la Junta de Planificación como variable independiente junto con una variable tendencia. El estimado trimestral del Producto Nacional Bruto real se obtiene al multiplicar los coeficientes estimados por el índice a razón trimestral.

5. Resultados

Tanto los estimados de los parámetros, como los intervalos de credibilidad para éstos fueron obtenidos generando 400 000 muestras de la distribución posteriori mediante el algoritmo RWMH en el programa Dynare. Esta cantidad de muestras tomadas de la posteriori ayuda a asegurar la convergencia de los parámetros. Se implementan dos cadenas de Markov y se ajusta el factor de escala para alcanzar una tasa de aceptación de las actualizaciones propuestas de 0.20 a 0.40, según sugerido por Gelman (2006). A continuación, se presentan los resultados de los estimados de los parámetros y las funciones de impulso repuesta generadas a partir de los mismos.

5.1. Estimados de los parámetros

El cuadro 2 presenta las distribuciones previas asignadas a los parámetros junto con los estimados posterioris de la media y el intervalo de credibilidad de 90%. Para el parámetro de la autocorrelación del proceso tecnológico gamma se obtiene un estimado de 0.7993 con un intervalo de credibilidad de 90% entre 0.6887 y 0.9128. Este estimado representa un valor más bajo que el usualmente asignado a este parámetro (entre 0.90 y 0.95), y constituye evidencia de que los impulsos tecnológicos en la Isla tienen efectos de menor persistencia comparados con los efectos de impulsos tecnológicos que se observan en modelos calibrados de forma estándar.

²⁵ El Índice de Actividad Económica es un promedio ponderado de cuatro indicadores económicos asociados a actividades productivas. En el caso del Índice de Actividad Económica producido por el Banco de Desarrollo Económico, estos cuatro indicadores son el empleo asalariado no agrícola en cantidad de personas, las ventas de cemento en bolsas, la generación de energía eléctrica en kilovatios y las ventas de gasolina en litros, por lo que el mismo está basado en cantidades reales. A su vez, el mismo guarda un 95% de correlación con el Producto Nacional Bruto real a razón anual (Alameda, 2007). Es por esto que dicho índice constituye una medida proxy de la actividad productiva a razón trimestral, lo que hace que el mismo sea una variable de interpolación adecuada.

Con respecto al parámetro de la desviación estándar del impulso tecnológico, el estimado de su media posteriori es de 0.0068 con un intervalo de credibilidad de 90% entre 0.0048 y 0.0088. Este estimado es robusto a la desviación estándar previa que se seleccione para el mismo. Hansen (1985) obtiene un valor de 0.00712 para este parámetro, utilizando una técnica numérica para calibrar el mismo por medio de datos de la serie de producción en Estados Unidos, de 1955 a 1984; por lo que el estimado obtenido por nosotros es menor al obtenido por Hansen. El parámetro θ es estimado en 0.335, con 0.0909 y 0.5614 siendo los límites inferiores y superiores del intervalo de credibilidad de 90%, respectivamente.

En particular, McCandless (2008) y Sims (2011) plantean que estimados más bajos de este parámetro implican que los mecanismos de amplificación de los impulsos son mayores. Para el periodo estudiado en este trabajo, la desviación estándar de la producción es de 0.0224, la cual es 3.29 veces la desviación estándar del impulso tecnológico. Para el periodo estudiado por Hansen, la desviación estándar de la producción era 2.49 veces la desviación estándar del impulso tecnológico, lo que sugiere que los impulsos tecnológicos en el periodo estudiado para la Isla tienen una mayor amplificación, pues el estimado del impulso tecnológico que generaría la serie observada es menor que aquel hallado por Hansen. En términos generales, esto implica que los impulsos tecnológicos han tenido efectos amplificadores sobre la producción en la Isla.

Cuadro 2

Distribuciones previas y estimados posterioris de los parámetros

<i>Parámetro</i>	<i>Distribución previa</i>	<i>Media previa</i>	<i>D.S. previa</i>	<i>Media posteriori</i>	<i>90%</i>	<i>10%</i>
γ	Beta	0.5	0.2	0.7993	0.6887	0.9128
θ	Beta	0.25	0.2	0.318	0.0001	0.5238
σ_{ϵ}	Gamma Invertida	0.01	4	0.0068	0.0048	0.0088
σ_u	Gamma Invertida	0.01	4	0.0058	0.0031	0.0084

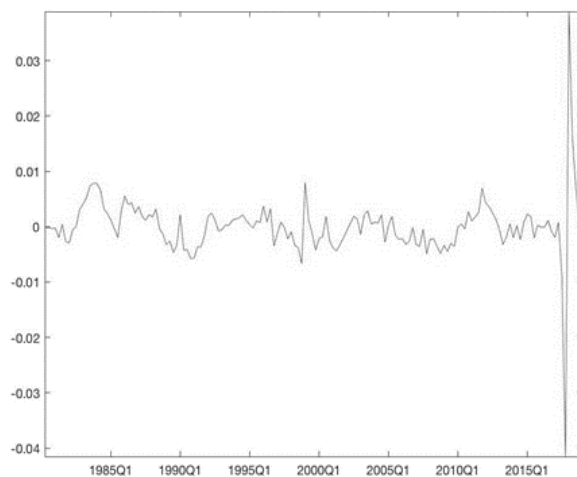
Fuente: Elaboración propia.

5.2. *Estimado histórico del impulso tecnológico*

La gráfica 2 muestra una estimación del impulso tecnológico en nuestro modelo, entre el primer trimestre de 1980 y el segundo trimestre de 2019. Este impulso tiene promedio de cero y desviación estándar constante (igual a 0.006). Al examinar esta serie, es posible identificar los periodos en los que han ocurrido avances tecnológicos de gran magnitud en la economía de Puerto Rico. De igual forma, se puede apreciar la dirección de los impulsos, es decir, si han sido positivos o negativos. En el caso de que el valor del impulso sea negativo en un periodo dado, esto implica que el impulso ocurrido resultó en una reducción en la productividad factorial total de la mano de obra y el capital en ese periodo.

Gráfica 2

Serie estimada del impulso tecnológico para Puerto Rico



Fuente: Elaboración propia.

Los impulsos tecnológicos de mayor magnitud ocurridos en la economía pueden identificarse observando los picos o valores más altos de esta serie en el periodo estudiado. Los picos positivos de esta serie ocurrieron en el primer trimestre de 1990, en el primero de 1999 y en el primero de 2018. Por otro lado, los picos negativos se presentaron en el tercer trimestre de 1982, en el cuarto trimestre de 1998 y en el cuarto trimestre de 2017.

De acuerdo con los resultados, en estos periodos ocurrieron los cambios tecnológicos de mayor magnitud en la economía durante el

horizonte de tiempo estudiado. Es relevante observar que los impulsos tecnológicos negativos sucedieron en periodos de eventos que, por su naturaleza, resultaron en reducciones en la productividad factorial total. No obstante, dependiendo del alcance y la magnitud de estos eventos, los mismos pudieron tener un efecto rezagado sobre la productividad factorial total.

En particular, la volatilidad del impulso tecnológico a finales de la década de 1990 respondió a cambios en la estructura productiva de la economía, como consecuencia del comienzo de una nueva fase pos-industrial. Esta nueva fase comenzó a partir del agotamiento de las ventajas comparativas del modelo industrial impulsado por los incentivos provistos por la sección 936. Este estatuto federal constituía la principal fuente de incentivo para las empresas de manufactura de alta tecnología en la Isla, por lo que la erradicación de este estatuto en 1996, al implicar el fin de uno de los incentivos más significativos para estas empresas, resultó en reducciones, tanto anticipadas como no anticipadas, en la productividad factorial total por vía del cierre o reducción en las operaciones de muchas de estas empresas²⁶ (Rodríguez, 2017). Al cerrar o reducir operaciones de forma inesperada, se redujeron los salarios reales y la renta pagada por el capital en la producción de estas empresas, lo que resultó en reducciones en la productividad de la mano de obra empleada. Estos resultados se alinean con los de Feliciano y Green (2017), quienes hallaron reducciones de hasta 16.7 puntos porcentuales en los salarios reales en la manufactura y de 18.7% a 28% en la cantidad de establecimientos en la manufactura asociados a la eliminación de la sección 936. Estas reducciones en productividad también se pueden exacerbar por la emigración de trabajadores diestros como consecuencia del cierre de

²⁶ No obstante, el evento de la erradicación de la sección 936 no tomó de sorpresa a muchos sectores en la economía, por lo que en gran parte puede ser considerado como uno anticipado. Con fines de examinar el impacto aproximado de la anticipación y posterior materialización de este evento, en la próxima sección se simula el impacto dinámico de un impulso de productividad con un periodo de anticipación. Aunque es cierto que el evento pudo haber sido anticipado con más de un periodo de antelación, entendemos que el caso de un periodo de anticipación es suficiente para examinar de manera aproximada las consecuencias de una anticipación más temprana del evento. A pesar de esto, el cierre de muchas de las empresas y la interrupción de transferencia tecnológica de éstas a otros sectores ocurrieron de manera que no pudieron ser anticipados por esos otros sectores o individuos. En este sentido, existe también un componente del impulso que no es anticipado.

muchas de estas empresas.

El pico negativo de mayor magnitud para el impulso tecnológico se observó en el cuarto trimestre de 2017. El mismo responde directamente al paso del huracán María por la Isla el 20 de septiembre de 2017. Según los estimados obtenidos, este evento resultó en un impulso tecnológico negativo de aproximadamente 4.1 desviaciones estándares, lo que implicó una reducción sustancial en la productividad factorial total en la Isla como consecuencia del paso de este fenómeno atmosférico. Otro de los picos negativos de mayor magnitud en la serie ocurrió en el cuarto trimestre de 1998, posterior al paso del huracán Georges por la Isla, el 21 de septiembre de 1998. Durante este periodo, el estimado de la reducción inesperada en la productividad factorial total es de 0.6%. Estas constituyen las reducciones inesperadas en productividad más significativas en el periodo bajo estudio.

Estos resultados constituyen evidencia de un papel significativo de los fenómenos atmosféricos sobre las fluctuaciones macroeconómicas en la Isla. Dichos eventos no solo provocan reducciones en la cantidad de factores de producción empleados (por vía de la pérdida poblacional a consecuencia de las muertes y migración y la destrucción de maquinaria y equipo), sino también por vía de reducciones en la productividad de ambos, la mano de obra y el capital, cuando estos se utilizan en conjunto. La destrucción causada por los huracanes, tanto de propiedad privada como de capital humano, resulta en una reducción significativa en la productividad de la mano de obra empleada en este periodo al exacerbarse la falta de acceso a servicios básicos y reducirse de manera sustancial la calidad de vida en los meses posteriores a este evento. La destrucción de propiedad inmueble, como también de propiedad mueble (maquinaria y equipo) resulta de igual manera en una reducción en la productividad del factor capital, en gran parte por destrucción de bienes de capital complementarios en la producción. Adicional a esto, muchas empresas no pudieron abrir operaciones luego del huracán por falta de energía eléctrica. La carencia significativa de energía eléctrica, como consecuencia de la destrucción de gran parte de la infraestructura energética de la Isla, resultó en daño tecnológico por complementariedad entre la energía eléctrica y otros insumos en la producción, incluyendo la mano de obra.

En particular, estos resultados se alinean con los de Borda y Wright (2016), quienes muestran que el impacto de desastres naturales sobre las fluctuaciones puede ser significativo en términos negativos, pues la producción se contrae de manera rápida y profunda luego del paso de una tormenta o huracán, debido a la destrucción de

una gran parte del acervo de capital del país. Los autores hallan que, en los países del Caribe, la reducción en la producción en respuesta al paso de tormentas o huracanes es menor que en los países de Centroamérica. A su vez, estiman que la producción agregada vuelve a sus niveles pre-tormenta al cabo de 5 años.

No obstante, se observa un pico positivo y de gran magnitud en el primer trimestre de 2018, el cual responde a los primeros efectos de la reconstrucción comenzada desde el trimestre anterior. Este proceso de reconstrucción provoca que la productividad factorial total aumente nuevamente por vía de un aumento en la remuneración a ambos factores, pues las empresas reciben fondos para reconstrucción y aumenta la rentabilidad de sectores claves en este proceso, como los sectores de construcción y servicios. Una observación relevante consiste en que este aumento de 2.9% en la productividad factorial total en este trimestre no compensa el impacto inicialmente negativo que tiene el huracán sobre ésta; mientras que, en los trimestres posteriores, los aumentos inesperados han estado por debajo de una décima de punto porcentual. Lo anterior sugiere que, hasta el tercer trimestre de 2019, los esfuerzos de reconstrucción no habían compensado el daño tecnológico ocasionado por el huracán María.

5.3. *Funciones de impulso-respuesta*

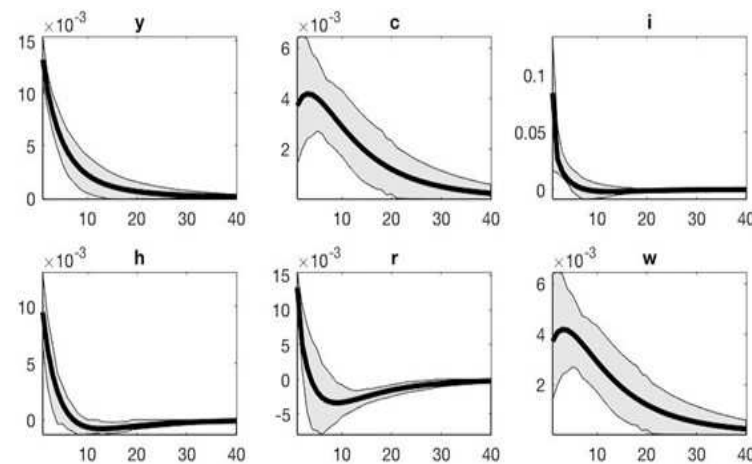
Las leyes de movimiento de las variables endógenas en el modelo ilustran la forma en que evolucionan las variables en respuesta a choques aleatorios exógenos en la economía. Son estos impulsos aleatorios los que generan las fluctuaciones económicas de las variables en el modelo. La respuesta de una variable a través del tiempo ante un impulso aleatorio se conoce como la función de impulso-respuesta de esa variable. En el caso de nuestro modelo, la única fuente de las fluctuaciones de las variables consiste en cambios aleatorios en la tecnología, por lo que éstas solo responden a impulsos tecnológicos.

Cabe destacar que Sims (2011) muestra que la forma de las funciones de impulso respuesta en este modelo es robusta al supuesto de competencia en el mercado de bienes. La diferencia entre los resultados de una simulación numérica del modelo estándar de CER, bajo el supuesto de competencia perfecta, y la del mismo modelo incorporando el supuesto de competencia imperfecta, solo difieren por el valor de los pagos a los factores de producción en el estado estacionario. No obstante, las respuestas de las variables ante un impulso tecnológico en ambos modelos no difieren.

5.4. Impacto de un impulso tecnológico no anticipado

La gráfica 3 muestra las funciones de impulso respuesta estimadas para las variables endógenas en el modelo ante un impulso tecnológico positivo con desviación estándar de 0.0049 (desviación estimada), con sus respectivas bandas de credibilidad bayesianas de 90%. Una observación general es que la repuesta inicial de todas las variables ante un impulso tecnológico es positiva, como es de esperarse.

Gráfica 3
Respuestas a un impulso tecnológico no anticipado



Fuente: Elaboración propia.

Este tipo de impulso se traduce en un aumento en la productividad total de los factores, por lo que se observa que la producción responde de manera positiva y significativa a este impulso en impacto. Una observación que se destaca consiste en que la respuesta inicial de la producción es mayor que el aumento en el nivel de tecnología como consecuencia del impulso medido por la respuesta de la variable de tecnología Z_t ante el impulso tecnológico. Adicional a esto, se observa que los efectos del impulso tecnológico sobre la producción no se disipan hasta luego de 30 periodos aproximadamente.

Por otro lado, este aumento en la productividad factorial total conduce a un aumento en la demanda de trabajo al aumentar la productividad de la mano de obra, por lo que las horas de trabajo aumentan ante este impulso. Es importante señalar que, como se restringe a cada individuo a trabajar una cantidad de horas fija en el modelo, este aumento en horas de trabajo es consecuencia de un

aumento en la cantidad de individuos empleados. No obstante, la respuesta se disipa al cabo de 11 a 15 trimestres aproximadamente, por lo que el impacto del impulso tecnológico puede tener una persistencia de sobre tres años sobre el empleo.

En el caso de la respuesta del consumo, éste aumenta en impacto en respuesta al impulso tecnológico, aunque el efecto mayor del impulso se refleja al cabo de seis trimestres. El impulso tecnológico positivo, reflejado en un aumento en la productividad factorial total, resulta en un aumento en el pago a los factores de producción por aumentar la productividad marginal de éstos. Al aumentar el salario real y el pago al capital, el consumo de las familias también lo hace. Esta respuesta tiene un alto grado de persistencia, pues la variable no retorna a su estado estacionario hasta luego de 40 trimestres aproximadamente. No obstante, el intervalo de credibilidad para esta respuesta es más ancho para esta variable en comparación con otras, por lo que la magnitud del efecto del impulso sobre el consumo en impacto es incierta en este sentido. Esto se explica por la existencia de otros factores aparte de avances tecnológicos que inciden sobre la decisión de consumo y ocio de las familias. La respuesta de la inversión al impulso tecnológico es positiva, pero poco persistente. El aumento en la inversión conduce a un incremento en la tasa de renta o el costo del capital (r_t).

Estas funciones de impulso respuesta se pueden calcular para distintos valores del parámetro de la desviación estándar del impulso, con el fin de aproximar el impacto de impulsos tecnológicos en periodos específicos sobre las variables en el modelo. Calibrando este parámetro con el impulso observado de -0.6% en el cuarto trimestre de 1998, en respuesta al paso del Huracán Georges, se obtiene una contracción de 1.2% en la producción en respuesta a este impulso durante este periodo, mientras que las reducciones en el consumo y el empleo asociadas a este impulso son de 0.2% y 1%, respectivamente.

Para el cuarto trimestre de 2017, periodo en que la Isla sufre el embate del huracán María, se observa que el impulso tecnológico fue de -0.0415, lo cual se puede asociar con el paso de este fenómeno. Al calibrar la desviación estándar del impulso en este valor, se obtiene una contracción en impacto aproximada de 8.9 puntos porcentuales en la producción, una de 7% en las horas de trabajo y de 1.9% en el consumo en este trimestre asociada a esta reducción inesperada en la productividad factorial total. Esto constituye un impacto económico sustancial como consecuencia de la pérdida de productividad asociada al paso de este fenómeno atmosférico por Puerto Rico.

Cabe señalar que en el modelo no se toman en cuenta ciertas

características particulares de la economía de la Isla. Es importante reconocer que la economía de Puerto Rico es una abierta al comercio exterior. No obstante, dichas relaciones de comercio han sido mayormente con Estados Unidos, pues el 86% de las exportaciones de mercancías se dirigían a Estados Unidos hasta el 2004 y aproximadamente la misma proporción provenía de las industrias de alta tecnología²⁷ (Martínez *et al.* 2005). De tomarse en cuenta el comercio exterior en el modelo, el crecimiento que se podría adjudicar al aumento en el consumo posterior a un impulso tecnológico sería menor debido al consumo de bienes importados. No obstante, el alto grado de apertura con Estados Unidos, al implicar que se transmiten los avances tecnológicos de Estados Unidos a Puerto Rico, exacerba de igual manera los efectos y persistencia de los impulsos tecnológicos a nivel local. De esta manera, los resultados no se alterarían significativamente al tomar en cuenta el sector externo. Por otro lado, se excluye del modelo el sector gubernamental, pues se asume que el gasto del gobierno es cero. Dado que nuestro enfoque es en el impacto de impulsos tecnológicos sobre las fluctuaciones de corto plazo, los resultados no cambiarían si se asume un nivel positivo para el gasto de gobierno, si el mismo no se desvía de su estado estacionario en el mismo periodo en que ocurre la desviación tecnológica. No obstante, un impulso tecnológico positivo pudiera resultar en un aumento en los recaudos del gobierno, lo que podría motivar gasto discrecional por parte de éste al aumentar sus ingresos y, dependiendo del multiplicador del gasto gubernamental, el efecto expansivo del impulso tecnológico inicial podría ser mayor.

5.5. *Impacto de un impulso tecnológico anticipado*

La gráfica 4 muestra la respuesta dinámica de un impulso tecnológico anticipado. Como se aprecia, la producción responde de manera positiva ante este evento. No obstante, esta respuesta tarda un periodo en materializarse, mas no ocasiona un impacto sobre la producción agregada en el periodo en que se anticipa el evento.

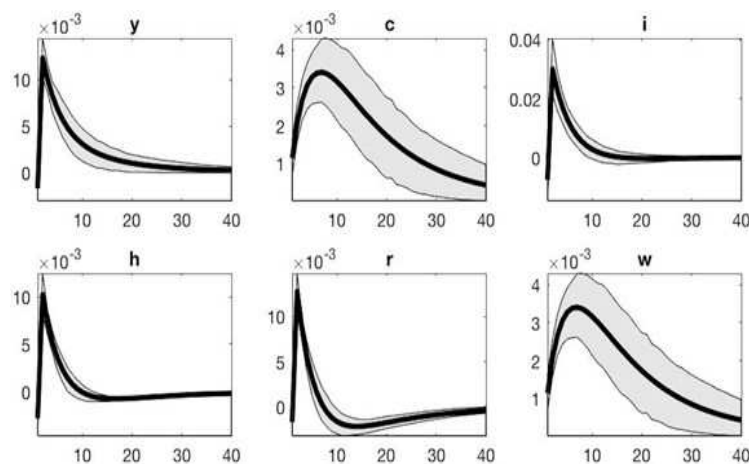
Una observación interesante consiste en la respuesta de las horas trabajadas ante este impulso. En el periodo en que se anticipa el evento, las horas trabajadas y la inversión se reducen, mientras que el consumo aumenta en impacto. Este resultado se alinea con el de Barsky y Sims (2011), quienes de igual manera obtienen respues-

²⁷ En el 2019, las exportaciones hacia Estados Unidos constituyeron un 75% del total.

tas negativas para estas variables en impacto ante anticipaciones o *noticias* de impulsos tecnológicos positivos.

El comportamiento de estas variables en la economía ante la anticipación de un impulso tecnológico positivo es consistente con intuición de la teoría de ingreso permanente, pues ante la anticipación de un aumento en el ingreso real y los salarios como consecuencia del aumento en productividad, las empresas e individuos reducen horas de trabajo y aumentan su nivel de consumo en el presente (Barsky y Sims, 2011). Esto implica que se reducirá momentáneamente la inversión en el periodo en que se anticipa el evento, debido a que la producción real no aumenta hasta que se materializa el evento. Estos autores afirman que, entre los eventos que pudieran resultar en anticipaciones de cambios futuros en la productividad factorial total, se destacan el comienzo de proyectos de investigación y desarrollo, cambios en la productividad asociada a transformar inversión en nuevas unidades de capital o impulsos realocativos (eventos que requieren relocalizar recursos entre regiones).

Gráfica 4
Respuestas a un impulso tecnológico con un periodo de anticipación



Fuente: Elaboración propia.

Particularmente, los impulsos realocativos anticipados pudieran asumir una importancia particular en el contexto de la derogación de la sección 936, la cual obligó a las empresas que recibían los incentivos a relocalizar mucho del capital empleado en Puerto Rico a Estados Unidos en anticipación de la derogación de los incentivos.

En anticipación de un evento de este tipo en el futuro, las empresas demandan una mayor cantidad de mano de obra y capital en el presente para tratar de compensar por la reducción futura anticipada en productividad, para luego reducir la cantidad demandada de ambos significativamente y por un periodo de tiempo considerable cuando se materializa el evento.

6. Conclusiones

En este trabajo se presentó una versión del modelo de CER propuesto por Hansen (1985). El mismo se diferencia de otros modelos del paradigma al incorporar el supuesto de mano de obra indivisible, el cual consiste en fijar la cantidad de horas que el individuo puede trabajar por periodo, por lo que todas las fluctuaciones en las horas trabajadas provienen de fluctuaciones en la cantidad de individuos empleados. Utilizando técnicas bayesianas, se generan estimados de los parámetros asociados a la evolución de la tecnología en este modelo, particularmente su autocorrelación y la desviación estándar del impulso tecnológico.

De los estimados de los parámetros se desprende que los impulsos tecnológicos tienen efectos amplificadores sobre la producción en la Isla, pues la desviación estándar promedio de éstos es pequeña comparada con la respuesta promedio de la producción ante este impulso en el periodo estudiado. Es decir, impulsos tecnológicos de pequeña o moderada magnitud resultan en fluctuaciones de magnitud significativa en la producción en Puerto Rico. No obstante, por el estimado de la autocorrelación del impulso tecnológico relativamente bajo, se puede inferir que los efectos de estos impulsos tienden a ser más transitorios que lo asumido usualmente en la literatura, pues se le asigna un valor más alto al mismo que el estimado en este trabajo.

Por otro lado, de la serie estimada sobre impulso tecnológico a través del tiempo se desprende que la Isla ha experimentado periodos de volatilidad tecnológica significativa en las últimas décadas. Particularmente, las fluctuaciones en el impulso tecnológico se intensifican a finales de la década de 1990. Gran parte de esta volatilidad puede ser explicada, entre otras razones, por el fin de los incentivos contributivos provistos por la sección 936, la cual representó la erradicación de las ventajas comparativas de la fase industrial intensiva en capital y la atracción de empresas de manufactura de alta tecnología. Las contracciones anticipadas y parte de las no anticipadas en productividad posteriores al 2006 pueden ser explicadas por la expiración total de

los incentivos de dicha sección, lo cual provocó la salida de empresas del sector de manufactura de alta tecnología y la migración de mano de obra especializada.

Más aún, se obtiene un estimado del impulso tecnológico que representó el paso de los huracanes Georges y María. En particular, el huracán María está asociado con una reducción en la productividad factorial total de 4.2% en el cuarto trimestre de 2017. El impacto estimado de esta reducción inesperada en la productividad factorial total es de una contracción de aproximadamente un 9% en la producción en este periodo y de 7% en las horas de trabajo. Esto implica que el evento del huracán María tuvo un impacto económico significativo por vía de una reducción en la productividad factorial total. La segunda contracción inesperada más significativa de un trimestre a otro en la productividad total de los factores se observa en el cuarto trimestre de 1998 y responde al paso del huracán Georges por la Isla, en septiembre de dicho año. Estos resultados implican que los fenómenos atmosféricos han tenido efectos negativos y de gran magnitud sobre la productividad factorial total en Puerto Rico, lo cual explica una gran parte de la contracción observada durante estos periodos.

En términos generales, estos hallazgos sustentan nuestra hipótesis inicial de que los impulsos tecnológicos explican una porción significativa de las fluctuaciones macroeconómicas en la Isla. En particular, los impulsos tecnológicos, reflejados en cambios no anticipados en la productividad total de la mano de obra y el capital, resultan en fluctuaciones de mayor magnitud relativa a aquella del impulso tecnológico. De esta manera, se resalta la importancia de que se oriente la política económica a modernizar y adaptar la infraestructura local con el objetivo de reducir la vulnerabilidad de la economía ante eventos que constituyen impulsos tecnológicos negativos, como lo pudieran ser fenómenos atmosféricos u otros desastres naturales y la migración de capital y mano de obra.

Referencias

- Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé y M. Villani. 2008. Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(8): 2690-2721.
- Alameda, J. 2007. Un estimado de las cuentas nacionales por trimestre para Puerto Rico, Ensayos y Monografías No. 134, Departamento de Economía, Universidad de Puerto Rico.
- Alameda, J. y A. González. 2001. Cambio tecnológico, productividad y crecimiento económico en Puerto Rico, Ensayos y Monografías No. 106, Departamento de Economía, Universidad de Puerto Rico.
- Altug, S. 1989. Time-to-build and aggregate fluctuations: Some new evidence, *International Economic Review*, 30(4): 889-920.
- Arrow, K. 1965. Aspects of the Theory of Risk Bearing, Helsinki, Yrjö Jahnssonin Saatio.
- Barsky, R. y E. Sims, 2011. News shocks and business cycles, *Journal of Monetary Economics*, 58(3): 273-289.
- Blanchard, O. y C. Kahn. 1980. The solution of linear difference models under rational expectations, *Econometrica*, 48(5): 1305-1311.
- Borda, P. y A. Wright. 2016. Macroeconomic fluctuations under natural disaster shocks in Central America and the Caribbean, IDB Working Paper Series No. 763.
- Catalá, F. 1998. La economía de Puerto Rico, 1898-1998, Unidad de Investigaciones Económicas, Departamento de Economía, Universidad de Puerto Rico.
- Christiano, L. y M. Eichenbaum. 1992. Current real-buisness cycle theories and aggregate labor market fluctuations, *American Economic Review*, 82(3): 430-445.
- DeJong, D., B. Ingram y C. Whiteman. 2000. A Bayesian approach to dynamic macroeconomics, *Journal of Econometrics*, 98(2): 203-223.
- Del Negro, M. y F. Schorfheide. 2009. Monetary policy analysis with potentially misspecified models, *American Economic Review*, 99(4): 1415-1450.
- Dietz, J.L. 1989. Historia Económica de Puerto Rico, Puerto Rico, Ediciones Huracán.
- Elekdag, S., A. Justiniano y I. Tchakarov. 2006. An estimated small open economy model of the financial accelerator, *IMF Staff Papers*, (53)2: 219-241.
- Estado Libre Asociado de Puerto Rico. 1947. Constitución del Estado Libre Asociado, Gobierno de Puerto Rico.
- Feliciano, Z. y A. Green. 2017. US multinationals in Puerto Rico and the repeal of section 936 tax exemption for US corporations, NBER Working Paper No. 23681.
- Fischer, S. 1977. Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule, *Journal of Political Economy*, 85(1): 191-205.
- Gelman, A. 2006. Prior distributions for variance parameters in hierarchical models (comment on article by Browne and Draper), *Bayesian Analysis*, 1(3): 515-534.

- Gomme, P. y D. Lkhagvasuren. 2013. Calibration and simulation of DSGE models, en N. Hashimzade y M. Thornton (eds.), *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, Nueva York, Edward Elgar Publishing.
- Guerrón Quintana, P. y J. Nason. 2012. Bayesian estimation of DSGE models, Working Paper No. 12-4, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Haider, A. y S. Khan. 2008. A small open economy DSGE model for Pakistan, MPRA Paper No. 12977.
- Hall, R. y C. Jones. 1998. Why do some countries produce so much more output per worker than others?, *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1): 83-116.
- Hansen, G. 1985. Indivisible labor and the business cycle, *Journal of Monetary Economics*, 16(3): 309-327.
- Hansen, L. y K. Singleton. 1983. Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns, *Journal of Political Economy*, 91(2): 249-265.
- Herbst, E. y F. Schorfheide. 2015. *Bayesian Estimation of DSGE Models*, Princeton University Press, Princeton: Nueva Jersey.
- Hodrick, R.J. y E. Prescott. 1981. Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation, Discussion Paper No. 451, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science, Northwestern University.
- Ireland, P. 2001. Sticky-price models of the business cycle: Specification and stability, *Journal of Monetary Economics*, 47(1): 3-18.
- Iskrev, N. 2008. Evaluating the information matrix in linearized DSGE models, *Economics Letters*, 99(3): 607-610.
- Junta de Planificación. 2018. Apéndice estadístico del informe económico al gobernador, Gobierno de Puerto Rico.
- Kim, J. 2000. Constructing and estimating a realistic optimizing model of monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, 45(2): 329-359.
- Kydland, F. y E. Prescott. 1982. Time to build and aggregate fluctuations, *Econometrica*, 50(2): 1345-1370.
- Lubik, T. y F. Schorfheide. 2005. A Bayesian look at new open economy macroeconomics, *NBER Macroeconomics Annual*, 20: 313-366.
- Lucas, R. 1976. Econometric policy evaluation: A critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1: 19-46.
- Martínez, J., J. Máttar y P. Rivera. 2005. Globalización y Desarrollo: Desafíos de Puerto Rico frente al Siglo XXI, México, CEPAL.
- McCallum, B. 1998. Solutions to linear rational expectations models: A compact exposition, *Economics Letters*, 61(2): 143-147.
- McCandless, G. 2008. *The ABC's of RBC's*, Harvard University Press, Cambridge: Massachusetts.
- McGrattan, E. 1994. The macroeconomic effects of distortionary taxation, *Journal of Monetary Economics*, 33(3): 573-601.
- McKnight, S., A. Mihailov y A. Pompa-Rangel. 2020. What do Latin American inflation targeters care about? A comparative Bayesian estimation of central bank preferences, *Journal of Macroeconomics*, 63: 103188.

- Onatski, A. y N. Williams. 2004. Empirical and policy performance of a forward-looking monetary model, Unpublished Manuscript, Department of Economics, Princeton University.
- Otrok, C. 2001. On measuring the welfare cost of business cycles, *Journal of Monetary Economics*, 47(1): 61-92.
- Pfeifer, J. 2014. A guide to specifying observation equations for the estimation of DSGE models, Research Series, Universität der Bundeswehr München.
- Phelps, E.S. 1966. Golden Rules of Economic Growth: Studies of Efficient and Optimal Investment, Nueva York, Norton, W. W. & Company, Inc.
- Roberts, G., A. Gelman y W. Gilks. 1997. Weak convergence and optimal scaling of random walk metropolis algorithms, *The Annals of Applied Probability*, 7(1): 110-120.
- Rodríguez, C.A. 2017. Un análisis dinámico de los impulsos de oferta y demanda en Puerto Rico y la política monetaria de Estados Unidos utilizando la descomposición estructural Blanchard-Quah, *Análisis Económico*, 32(81): 5-30.
- Rodríguez, C.A. y W. Toledo. 2007. Efectos de la tasa de los fondos federales de los Estados Unidos en una economía pequeña, abierta y dolarizada: el caso de Puerto Rico, *El Trimestre Económico*, 74(293): 223-246.
- Sargent, T. 1989. Two models of measurements and the investment accelerator, *Journal of Political Economy*, 97(2): 251-287.
- Schorfheide, F. 2000. Loss function-based evaluation of DSGE models, *Journal of Applied Econometrics*, 15(6): 645-670.
- Sims, E. 2011. Graduate macro theory II: Extensions of the basic RBC framework, University of Notre Dame.
- Smets, F. y R. Wouters. 2007. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach, *American Economic Review*, 97(3): 586-606.
- Toledo, W. 2006. Avances tecnológicos y las fluctuaciones económicas, evidencia del sector de la manufactura de Puerto Rico, *EconoQuantum*, 3(1): 35-61.
- West, M. y J. Harrison. 1997. Bayesian Forecasting and Dynamic Models, Springer, Nueva York: Nueva York.

Apéndice

Descomposición de varianza de las horas trabajadas en la manufactura

La descomposición de las horas trabajadas se realiza estimando el siguiente modelo de regresión por mínimos cuadrados ordinarios, con las variables expresadas en desviaciones porcentuales de su tendencia:

$$H_t = \beta_0 N_t + \beta_1 \frac{H_t}{N_t} + \epsilon_t \quad (41)$$

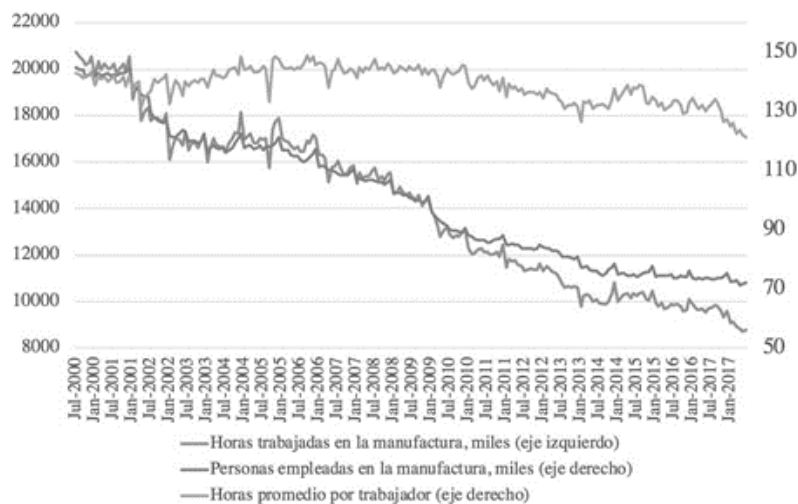
Para obtener la contribución individual de las horas promedio $\frac{H_t}{N_t}$ y la cantidad de personas empleadas N_t a la variación total de las

horas trabajadas, se aplica la técnica ANOVA. Los datos utilizados en este ejercicio se presentan en la gráfica 5.

Como se aprecia, las horas de trabajo totales y el número de personas empleadas se mueven en la misma dirección, a la vez que hay una divergencia entre las horas promedio y las horas totales. Por otro lado, el cuadro 3 presenta los resultados de la descomposición de la varianza de las horas trabajadas, donde se observa que la variación en las horas de trabajo explicada por variaciones en la cantidad de empleados (medido por la suma de los cuadrados asociada a esta variable) equivale a sobre un 96% de la variación total en las horas trabajadas entre julio del año fiscal 2000 y agosto del año fiscal 2017.

Gráfica 5

Horas trabajadas, número de personas empleadas en establecimientos y horas promedio por trabajador en la manufactura (julio 2000 a junio 2017)



Fuente: Junta de Planificación de Puerto Rico.

Cuadro 3

Resultados de descomposición de la varianza de las horas trabajadas en la manufactura por ANOVA

	<i>Grados de libertad</i>	<i>Suma de cuadrados</i>	<i>Valor P</i>
N_t	1	2,529,918,416	< 0.001
$\frac{H_t}{N_t}$	1	38,058,066	< 0.001
$\in_t$	213	1,679,595	

Fuente: Elaboración propia.

Demostración del Teorema 1

Suponga que $P(S_{t-1}|X_{t-1}, \Theta, \Phi) = N(\bar{S}_{t-1|t-1}, P_{t-1|t-1})$, con $v_t \sim I.I.DN(0, \Sigma_v)$, $\epsilon_t \sim I.I.DN(0, \Sigma_\epsilon)$, y $S_0 \sim N(\bar{S}_{0|0}, P_{0|0})$, entonces:

$$\begin{aligned} E(S_{t-1}|X_{t-1}, \Theta, \Phi) &= E[(\phi(\Theta, \Phi) S_{t-1} + \phi_\in(\Theta, \Phi) \in_t | X_t, \Theta, \Phi)] \\ &= \phi(\Theta, \Phi) \bar{S}_{t-1} \end{aligned} \quad (42)$$

$$\begin{aligned} Var(S_t|X_{t-1}, \Theta, \Phi) &= Var(\phi(\Theta, \Phi) S_{t-1} \\ &+ \phi(\Theta_\in, \Phi) \in_t | X_t, \Theta, \Phi) = \phi(\Theta, \Phi) P_{t-1|t-1} \phi(\Theta, \Phi)' \\ &+ \phi_\in \sum_\in \phi_\in' \end{aligned} \quad (43)$$

Por lo que la previa para S_t es $N(\bar{S}_{t|t-1}, P_{t|t-1})$, con $\bar{S}_{t|t-1} = \phi(\Theta, \Phi) \bar{S}_{t-1|t-1}$ y $P_{t|t-1} = \phi(\Theta, \Phi) P_{t-1|t-1} \phi(\Theta, \Phi)' + \phi_\in \Sigma_\epsilon \phi_\in'$. Con respecto a la verosimilitud marginal,

$$\begin{aligned} E(y_t|X_{t-1}, \Theta, \Phi) &= E[(H S_t + R u_t | X_{t-1}, \Theta, \Phi)] \\ &= H E[S_t | X_{t-1}, \Theta, \Phi] = H \bar{S}_{t|t-1} \end{aligned} \quad (44)$$

$$\begin{aligned} Var(y_t|X_{t-1}, \Theta, \Phi) &= Var[(H S_t + R u_t | X_{t-1}, \Theta, \Phi)] \\ &= H P_{t|t-1} H' + \sum_u \end{aligned} \quad (45)$$

Luego la verosimilitud marginal está dada por $P(y_t|X_{t-1}, \Theta, \Phi) = N(\bar{y}_{t|t-1}, F_{t|t-1})$, con $\bar{y}_{t|t-1} = H \bar{S}_{t|t-1}$ y $F_{t|t-1} = H P_{t|t-1} H' + \Sigma_v$.

De la misma manera, $P(y_t|S_t, X_{t-1}) = N(CS_t, \Sigma_v)$. Por el teorema de Bayes, la previa puede ser actualizada una vez que se conoce X_t para obtener la distribución posteriori de S_t ,

$$P(S_t|X_t, \Theta, \Phi) \propto P(y_t|S_t, X_{t-1}, \Theta, \Phi)P(S_t|X_{t-1}, \Theta, \Phi) \quad (46)$$

$$\begin{aligned} &= \exp \left\{ -\frac{1}{2}(y_t - H S_t)' \Sigma_u^{-1} (y_t - H S_t) \right\} \\ &\times \exp \left\{ -\frac{1}{2}(S_t - \bar{S}_{t|t-1})' P_{t|t-1}^{-1} (S_t - \bar{S}_{t|t-1}) \right\} \end{aligned} \quad (47)$$

$$\begin{aligned} &\Rightarrow \log P(S_t|X_t, \Theta) \\ &= \frac{1}{2} \left[-(y_t - H S_t)' \Sigma_u^{-1} (y_t - H S_t) \right. \\ &\quad \left. - (S_t - \bar{S}_{t|t-1})' P_{t|t-1}^{-1} (S_t - \bar{S}_{t|t-1}) \right] \end{aligned} \quad (48)$$

$$\begin{aligned} &\Rightarrow 2 \log P(S_t|X_t, \Theta) \propto - \\ &\left[S_t' \left(P_{t|t-1}^{-1} + H' \Sigma_u H \right) S_t - 2 S_t' \left(y_t H' \Sigma_u + \bar{S}_{t|t-1} P_{t|t-1}^{-1} \right) \right] \end{aligned} \quad (49)$$

Sea $S_{t|t} = (P_{t|t-1}^{-1} + H' \Sigma_u H)^{-1} (y_t H' \Sigma_u + \bar{S}_{t|t-1} P_{t|t-1}^{-1})$ y $P_{t|t} = (P_{t|t-1}^{-1} + H' \Sigma_u H)^{-1}$, luego

$$2 \log P(S_t|X_t, \Theta) \propto -(S_t - \bar{S}_{t|t})' P_{t|t} (S_t - \bar{S}_{t|t}) \quad (50)$$

$$\Rightarrow P(S_t|X_t, \Theta) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} (S_t - \bar{S}_{t|t})' P_{t|t} (S_t - \bar{S}_{t|t}) \right\} \quad (51)$$

Notando que $P_{t|t} = (P_{t|t-1}^{-1} + H' \Sigma_u H)^{-1} = (\Sigma_u + H' P_{t|t-1} H)^{-1}$ ($\Sigma_u P_{t|t-1}$) y recordando que $F_{t|t-1} = H P_{t|t-1} H' + \Sigma_u$, entonces $\Sigma_u = F_{t|t-1} - H P_{t|t-1} H'$ y $P_{t|t}$ se puede expresar como:

$$P_{t|t} = \Sigma_u P_{t|t-1} F_{t|t-1}^{-1} \quad (52)$$

Luego

$$\begin{aligned} \text{Var}(S_t|X_t, \Theta, \Phi) &= P_{t|t} = P_{t|t-1} \Sigma_u F_{t|t-1}^{-1} \\ &= P_{t|t-1} (F_{t|t-1} - H P_{t|t-1} H') F_{t|t-1}^{-1} \end{aligned} \quad (53)$$

$$= P_{t|t-1} - P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} H P_{t|t-1} \quad (54)$$

y

$$\begin{aligned} E(S_t | X_t, \Theta, \Phi) &= \bar{S}_{t|t} \\ &= \left(P_{t|t-1}^{-1} + H' \sum_u H \right)^{-1} \left(y_t H' \sum_u + \bar{S}_{t|t-1} P_{t|t-1}^{-1} \right) \end{aligned} \quad (55)$$

$$\begin{aligned} &= P_{t|t} \left(y_t H' \sum_u^{-1} + \bar{S}_{t|t-1} P_{t|t-1}^{-1} \right) \\ &= P_{t|t-1} \sum_u F_{t|t-1}^{-1} \left(y_t H' \sum_u^{-1} + \bar{S}_{t|t-1} P_{t|t-1}^{-1} \right) \end{aligned} \quad (56)$$

$$\begin{aligned} &= P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} y_t + \sum_u F_{t|t-1}^{-1} \bar{S}_{t|t-1} \\ &= P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} y_t + (F_{t|t-1} - H P_{t|t-1} H') F_{t|t-1}^{-1} \bar{S}_{t|t-1} \end{aligned} \quad (57)$$

$$\begin{aligned} &= P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} y_t + \bar{S}_{t|t-1} - P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} \bar{y}_{t|t-1} \\ &= \bar{S}_{t|t-1} + P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} (y_t - \bar{y}_{t|t-1}) \end{aligned} \quad (58)$$

Por lo que concluimos que:

$$(S_t | X_t, \Theta, \Phi) \sim N(\bar{S}_{t|t}, P_{t|t}) \quad (59)$$

con:

$$\bar{S}_{t|t} = \bar{S}_{t|t-1} + P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} (y_t - \bar{y}_{t-1}) \quad (60)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} H' F_{t|t-1}^{-1} H P_{t|t-1} \quad (61)$$

Y queda demostrado el teorema 1.