

Evaluación econométrica de la política: una crítica *

Dr. Robert E. Lucas, Jr.

1. Introducción

El hecho de que los precios y los salarios nominales tiendan a elevarse con mayor rapidez en la cima del ciclo económico, respecto a lo que ocurre en otras fases del ciclo, ha sido claramente reconocido desde la época en la que el ciclo fue percibido por primera vez como un fenómeno distintivo. Por lo tanto, la inferencia de que una inflación permanente inducirá una elevación económica permanente es igualmente antigua. Sin embargo sólo hasta hace poco tiempo esta noción sufrió la misteriosa transformación de falacia obvia a piedra de toque de la teoría de la política económica.

La transformación en cuestión no surgió gracias a nuevos desarrollos de la teoría económica sino que, por el contrario, tan pronto como se efectuaron los primeros intentos de racionalizar la clara compensación en términos económicos modernos, en este nuevo contexto fue descubierta la homogeneidad de grado cero de las funciones de oferta y demanda, bautizándola como la “hipótesis de la tasa natural”. 1 La transformación en cuestión surgió de la nueva tradición de modelos econométricos de pronóstico así como del compromiso de una gran porción de economistas por usar estos modelos para la evaluación cuantitativa de la política. Tales modelos daban por sentada la existencia de compensaciones a largo plazo entre desempleo e inflación desde que los “sectores de precios y salarios” fueron incorporados por vez primera y prometían seguirlo haciendo en el futuro a pesar de que continuaran modificándose los “términos” de las compensaciones. 2

Este evidente conflicto entre las dos tradiciones más respetadas en economía, la teórica y la econométrica, sorprendió a quienes, como nosotros, pensaban que existía una relación armónica entre ambas. Al inicio, pareció que el conflicto podría haberse resuelto mediante trabajo econométrico fundamental. En el nivel teórico, uno escucha hablar de una “dinámica del desequilibrio” que, de alguna forma, hará que la ilusión monetaria sea respetable a la vez que vaya más allá de la esterilidad de:

$$\frac{dp}{dt} = k(p - p^e) \quad (1)$$

Sin subestimar el ingenio de los econométricos ni el de los teóricos, me parece que es más apropiado pensar en la posibilidad de que la reconciliación no pueda darse en ninguna de esas dos líneas y de que una de las dos tradiciones esté equivocada de manera esencial.

La tesis de este ensayo es que la que necesita revisión profunda es la tradición econométrica o, de modo más preciso, la “teoría de la política económica” apoyada en dicha tradición. En términos más particulares, argumentaré que las características que dieron por resultado el éxito de los pronósticos a corto plazo, no están relacionadas con la evaluación cuantitativa de la política; que los principales modelos econométricos están (bien) diseñados pero sólo para realizar dicha tarea; y que las simulaciones con base en ellos no pueden, en

Reimpreso de *The Phillips curve and labor markets*, vol. 1 de la Serie de Conferencias Carnegie-Rochester sobre Política Pública, editado por Karl Brunner y Allan H. Meltzer. Amsterdam : North Holland Publishing Company, páginas 19-46. Traducción del Dr. Rafael Núñez Zúñiga, Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México (rafaelnunezzuniga@yahoo.com).

principio, proporcionar información adicional sobre las consecuencias reales de políticas económicas diferentes. Estas afirmaciones no se basan en los sesgos entre la estructura a priori “verdadera” ante un cambio de política sino en los sesgos entre la estructura a priori “verdadera” y la estructura “verdadera” que prevalece después.

Antes de entrar en detalles, deseo adelantar dos advertencias. Primera, como resulta cierto con cualquier área nueva de la ciencia que tenga algún grado de dificultad técnica, la construcción de modelos econométricos está sujeta a una gran cantidad de críticas mal informadas y causales. Así, los modelos están condenados por ser “demasiado grandes” (con igual introspección, supongo que uno podría culpar a modelos con menor número de ecuaciones por ser “demasiado pequeños”), o “demasiado complicados”, o “demasiado simplistas” (es decir, “no demasiado complicados”), y, el golpe final, inferiores a los modelos “ingenuos”. Seguramente, el alza de la sofisticación de las alternativas “ingenuas” a los modelos de pronóstico grandes es el atributo supremo del éxito notable de los segundos. Espero haber tenido éxito en separar la crítica que sigue de cualquier rechazo a los avances muy importantes en la capacidad de pronóstico que se registraron gracias a los modelos econométricos y de la promesa que ofrecen en términos de ofrecer avances de importancia similar en el futuro.

Uno bien puede definir a una crítica como un trabajo que no compromete por completo la vanidad de su autor. En este espíritu, permítaseme ofrecer una segunda advertencia. Existe poco en este ensayo que no esté implícito (y tal vez explícito para lectores más atentos) en las obras de Knight (1921), Friedman (1957) y Muth (1961). En consecuencia, las críticas a las populares aplicaciones de la teoría econométrica ya habían sido anticipadas, en su mayor parte, en las contribuciones más originales a la teoría. ³ A pesar de ello, el caso de la inflación sostenida, apoyada por completo en simulaciones econométricas, se considera con la mayor seriedad de lo que había ocurrido en muchas décadas. Por lo tanto, puede que valga la pena intentar rastrear este caso hasta su fundamento y luego examinar de nuevo la base científica de este mismo fundamento.

2. La teoría de la política económica

Virtualmente todas las discusiones actuales de política macroeconómica cuantitativa se desarrollan en un marco teórico de referencia que denominaré “la teoría de la política económica” (nombre que tomo prestado de Tinbergen, 1952). Las partes esenciales de dicho marco teórico son tan conocidas y suscritas que podría resultar superfluo dedicarle espacio a su revisión. Por otro lado, como el principal tema de este ensayo es la inadecuación de este marco de referencia, probablemente lo mejor sea tener una versión explícita del mismo antes de seguir adelante.

Uno describe a la economía en el tiempo t por medio de un vector y_t sobre el estado que guardan las variables, un vector x_t de variables exógenas fijas y un vector e_t de impactos aleatorios independiente e idénticamente distribuidos (a través del tiempo). El movimiento de esa economía se determina con una ecuación en diferencias:

$$y_{t+1} = f(y_t, x_t, e_t) \quad (2)$$

la distribución de e_t y una descripción del comportamiento a través del tiempo para las variables exógenas fijas x_t . La función f se supone fija pero no directamente conocida: la tarea de los empiricistas consiste entonces en estimar f . Para propósitos prácticos, por lo común uno piensa en la estimación de los valores numéricos de un vector de parámetros fijos q , con:

$$f(y, x, e) \equiv F(y, x, q, e) \quad (3)$$

y F se especifica con antelación.

En términos matemáticos, la secuencia $\{x_t\}$ de vectores fijos se considera “arbitraria” (es decir, característicamente no estocástica). Como los valores de x_t en el pasado son observados, este hecho no provoca dificultades para estimar q , y simplifica un poco el problema de estimación teórica. Para realizar pronósticos, uno está obligado a insertar en F valores pronosticados para el vector x_t .

Si se conoce la función F y q , la evaluación de política es directa. Una *política* es vista como una especificación de los valores presentes y futuros de algunos componentes de $\{x_t\}$. Al especificar de alguna manera los otros componentes, el comportamiento estocástico de $\{y_t, x_t, e_t\}$, desde el presente para adelante, queda especificado también y las formas funcionales de esta secuencia son variables aleatorias definidas con claridad, cuyos momentos [estadísticos] pueden calcularse de manera teórica u obtenerse mediante simulación numérica. A veces, por ejemplo, uno desea examinar el valor medio de una “función social objetivo” hipotética, tal como:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(y_t, x_t, e_t) \quad (4)$$

bajo políticas mutuamente excluyentes. De modo más usual, uno está interesado en las “características operativas” del sistema bajo políticas mutuamente excluyentes. Así, por ejemplo, una “curva de Phillips a largo plazo” simplemente es una gráfica de pares ordenados, entre inflación y desempleo promedios, bajo un rango de políticas hipotéticas. 4

Como en la práctica uno no puede tratar a q como conocido, el problema real de la evaluación de política resulta algo más complejo. El hecho de que q se estime a partir de valores muestrales pasados, afecta los cálculos de los momentos [estadísticos] previos en el caso de muestras pequeñas; también provoca que las políticas que prometen mejorar las estimaciones de q , resulten relativamente más atractivas. Creo que estas consideraciones complican el proceso sin alterar en forma esencial la teoría de la política económica tal como se ha definido antes.

Dos características de este marco teórico requieren de mayor atención. En primer lugar, la difícil relación entre esta teoría de la política económica y la teoría económica tradicional. Los componentes de la función vectorial F son relaciones de comportamiento y funciones de demanda; el papel de la teoría puede, así, ser contemplado como aquél que sugiere formas para F o, según Samuelson y Solow (1960), que indica cómo se distribuyen los ceros en el jacobiano de F . Este papel de la teoría es secundario porque el papel microeconómico de la teoría muestra un poder sorprendente para racionalizar relaciones econométricas individuales en una diversidad de formas. De modo más significativo, este papel microeconómico de la teoría renuncia a la tarea de describir el comportamiento agregado del sistema y lo transfiere por completo a la econometría. Los teóricos sugieren formas para especificar las funciones de consumo, inversión, precios y salarios de manera separada; estas sugerencias, si son útiles, influyen en los componentes individuales de F . El comportamiento agregado del sistema entonces resulta ser el que es. 5 Con seguridad, este punto de vista (aunque dudo que muchos lo

apoyen en una forma tan cruda) es la causa del desprecio hacia la “teoría del ciclo económico” y de la amplia aceptación de una “compensación” de tipo Phillips ante la ausencia de cualquier modelo teórico de agregación que incorpore tal relación.

En segundo lugar, debe enfatizarse el íntimo vínculo entre la predicción a corto plazo y las simulaciones a largo plazo dentro de este marco de referencia estándar. La varianza de los pronósticos a corto plazo, tiende a cero con la varianza de \mathbf{e}_t ; a medida que esta última se va reduciendo, también lo hace la varianza del comportamiento estimado de $\{\mathbf{y}_t\}$, dependiente de las políticas hipotéticas que afectan a $\{\mathbf{x}_t\}$. En consecuencia, la precisión predictiva a corto plazo implica confiabilidad en la evaluación de la política a largo plazo.

3. Predicción adaptativa

Existen muchas señales sobre los favores exagerados que la econometría práctica concede a la teoría bosquejada en el inciso previo. El más notable es la indiferencia de las predicciones econométricas ante las series de tiempo de 1947 para atrás. En la teoría de la política económica, si existen más observaciones *siempre* se ajustan las estimaciones paramétricas y los pronósticos. Esto se obtiene con mayor razón cuando se utilizan valores extremos en el vector \mathbf{x}_t . Sin embargo, en Estados Unidos, las series de tiempo anuales para el lapso 1929-1946, raras veces se usan para verificar los ajustes del periodo posterior a la Segunda Guerra Mundial.

Un segundo favor exagerado es el reajuste frecuente, y en ocasiones importante, de las relaciones econométricas. En este punto, las revisiones del sector de precios y salarios son un buen ejemplo.⁶ La precisión en continua mejora de las estimaciones de \mathbf{q} , dentro de la estructura dada F predicha por la teoría, en la práctica no parece estar ocurriendo.

Por último, y de manera más sugerente, está la práctica de usar, con propósitos de predicción, patrones en residuos recientes para revisar las estimaciones sobre la ordenada al origen. Por ejemplo, si una “corrida” de residuos positivos (valores predichos menos valores reales), brota en una ecuación para periodos recientes, se revisa la ordenada al origen estimada hacia abajo con su valor promedio. Esta práctica es la causante, por ejemplo, de la superioridad de los pronósticos reales del modelo Wharton en comparación con las predicciones basadas en la versión publicada de ese modelo.⁷

Debe enfatizarse que el recuento de estas discrepancias entre teoría y práctica no constituye una crítica contra los pronósticos econométricos. Es cierto que si las nuevas observaciones se consideran dentro de ecuaciones nuevas o modificadas, sería ingenuo continuar utilizando las viejas relaciones para realizar pronósticos. La cuestión aquí simplemente es que, sin importar lo que digan los libros de texto de econometría, la práctica predictiva actual no se realiza dentro del marco de la teoría de la política económica y el éxito incuestionable de los pronósticos *no* debería erigirse como evidencia de la solidez o confiabilidad de la estructura propuesta por dicha teoría.

Una estructura alternativa a la teoría de la política económica subyacente fue propuesta recientemente por Cooley y Prescott (1973A y B). La estructura resulta de interés porque su procedimiento para realizar pronósticos óptimos comparte muchas características con la práctica predictiva que se acaba de describir. Así, en lugar de tratar al vector paramétrico \mathbf{q} , como fijo, Cooley y Prescott lo consideran una variable estocástica que se comporta de acuerdo con la siguiente caminata aleatoria:

$$q_{t+1} = q_t + h_{t+1} \quad (5)$$

donde $\{h_{t+1}\}$ es una secuencia de variables estocásticas distribuidas idéntica e independientemente.

Bajo este enfoque alternativo, denominado “regresión adaptativa”, la predicción de máxima verosimilitud se asemeja al “suavizamiento exponencial” para las observaciones, donde las observaciones en el pasado lejano reciben una “ponderación” baja, en forma muy parecida a lo que ocurre en la práctica econométrica, y donde los errores de predicción recientes son utilizados para ajustar las estimaciones. Cooley y Prescott (1976) han demostrado, usando tanto datos artificiales como series de tiempo económicas, que los métodos adaptativos tienen buenas propiedades de pronóstico a corto plazo cuando se les compara incluso con las versiones relativamente más sofisticadas del modelo de regresión con el vector \mathbf{q} fijo. Como Klein y otros econométricos han observado, esta ventaja la comparten los pronósticos de los modelos grandes reales (es decir, los pronósticos de modelos modificados a juicio de sus creadores), con respecto a las predicciones mecánicas que utilizan las versiones publicadas de cada modelo. 8

Cooley y Prescott han propuesto la regresión adaptativa como un método de pronóstico normativo. Aquí lo utilizo en un sentido positivo: como un “modelo” idealizado del comportamiento de los grandes modelos de pronóstico. Si el modelo es, como creo, más o menos preciso, sirve para reconciliar la afirmación de que no tienen significado las evaluaciones de política a largo plazo basadas en los modelos econométricos, con la afirmación de que la precisión, en términos de predicciones, de estos modelos es buena y probablemente se haga mejor. Bajo la estructura adaptativa, un pequeño error estándar de los pronósticos a corto plazo es consistente con la varianza *infinita* de las características operativas del sistema a largo plazo.

4. Consideraciones teóricas generales

Hasta este punto he dicho que la visión estándar de parámetros estables que se le concede a la teoría econométrica y a la evaluación cuantitativa de la política, no cumplen con varias características importantes de la práctica econométrica, a la vez que una estructura alternativa general en donde se incorporan movimientos estocásticos en los parámetros, sí cumple en forma bastante cercana con tales características. Si este argumento se acepta, resulta suficiente para establecer que las implicaciones “a largo plazo” de los modelos de pronóstico actuales, carecen de contenido y que su capacidad de predicción a corto plazo no ofrece evidencia de la precisión esperada con respecto a las simulaciones sobre reglas de política hipotéticas.

Creo que tales puntos son importantes pero que sus implicaciones a futuro no están del todo claras. Después de todo, los modelos econométricos más importantes todavía están en su primera década, la más fructífera. Nadie espera que las parametrizaciones iniciales de tales modelos seguramente permanezcan para siempre, incluso desde la visión más optimista acerca de la estabilidad de la estructura subyacente desconocida. Tal vez el carácter adaptativo de esta etapa inicial de los pronósticos macroeconómicos es tan sólo la comprensión tentativa de la verdadera estructura que, aunque haya sido ignorada por la teoría estadística, todos los econométricos sabían que era necesaria. Si ello es así, la argumentación de este trabajo tiene un carácter transitorio y se hará obsoleta poco después de haberse elaborado. Personalmente, pienso que no debo preocuparme si tal fuera el caso, pero estoy convencido de que no lo es. En lo que sigue trataré de explicar por qué, comenzando por las generalidades y, después, presentando algunos ejemplos.

En el inciso dos se discutió una economía caracterizada por:

$$y_{t+1} = f(y_t, x_t, q, e_t) \quad (6)$$

La función F y el vector paramétrico \mathbf{q} , se obtienen a partir de las reglas de decisión (funciones de oferta y demanda) de los agentes económicos y estas decisiones son, en teoría, óptimas dada la situación en la que está cada agente económico. No existe, como se indicó antes, ningún supuesto acerca de que (F, \mathbf{q}) sea fácil de descubrir pero sí es el supuesto central de la teoría de la política económica que una vez que *son* (aproximadamente) conocidos, permanecen estables bajo alteraciones arbitrarias en el comportamiento de la secuencia forzosa $\{\mathbf{x}_t\}$.

Por ejemplo, supóngase que se cuenta con un modelo (F, \mathbf{q}) confiable y que se desea usarlo para evaluar las consecuencias de unas reglas de políticas fiscal y monetaria arbitrarias (elecciones de x_0, x_1, x_2, \dots , donde $t = 0$ es “ahora”). Entonces, de acuerdo con la teoría de la política económica, uno simula el sistema bajo las políticas alternativas (teórica o numéricamente) y compara los resultados de acuerdo con algún criterio preestablecido. Para que tales comparaciones tengan algún significado, es indispensable que la estructura (F, \mathbf{q}) no varíe en forma sistemática con la elección de $\{\mathbf{x}_t\}$.

Todo lo que sabemos acerca de la teoría económica dinámica indica que este supuesto es injustificado. Primero, el problema de decisión individual: “encuentre una regla de decisión óptima cuando ciertos parámetros (por ejemplo, precios a futuro) sigan trayectorias ‘arbitrarias’”, simplemente no es una afirmación bien formulada. Sólo los problemas triviales, donde los agentes [económicos] tienen la oportunidad de ignorar con seguridad el futuro, se pueden formular bajo una descripción tan vaga de las restricciones del mercado. Incluso para obtener las reglas de decisión que subyacen al modelo (F, \mathbf{q}) , por lo tanto, tenemos que atribuirles a los individuos alguna opinión sobre el comportamiento de los valores futuros para las variables que les preocupan. Esta opinión, junto con otros factores, determina sus reglas de decisión óptimas. Así, suponer estabilidad de (F, \mathbf{q}) bajo reglas de política alternativas es igual a suponer que las opiniones de los agentes [económicos] sobre el comportamiento de los choques al sistema no se alteran ante cambios en el comportamiento real de estos impactos. Sin este supuesto extremo, carecen de significado los tipos de simulaciones de política necesarias para la teoría de la política económica.

Resulta, además, probable que la “desviación” de \mathbf{q} que describen en forma estocástica los modelos adaptativos refleje, en parte, la adaptación de las reglas de decisión de los agentes económicos ante el carácter cambiante de las series que tratan de pronosticar.⁹ Como esta adaptación será lenta en casi todos los casos, no resulta sorprendente que los métodos adaptativos pueden mejorar las capacidades predicativas a corto plazo de los modelos econométricos. Sin embargo, si los pronósticos y simulaciones de política a largo plazo ignoran las fuentes sistemáticas del sesgo, se obtendrán errores grandes e impredecibles.

5. Consideraciones teóricas: ejemplos

Si estas observaciones teóricas generales sobre la verosimilitud de la sistemática “desviación paramétrica” frente a los cambios de la estructura de los choques son correctas, debería ser posible confirmarlas examinando los problemas de decisión específicos que se encuentran en la base de los principales componentes de los modelos agregados. En lo que sigue analizaré la secuencia consumo, inversión y el “sector” de precios-salarios o curva de Phillips. En cada caso, las “variables a mano derecha” serán consideradas, para simplificar, como “exógenas” (es decir, como componentes de $\{\mathbf{x}_t\}$). Los experimentos robustos que permiten realizar este supuesto y las adaptaciones necesarias para ecuaciones simultáneas, son demasiado bien conocidos como para requerir mayor comentario.

5.1 Consumo

El ejemplo más sencillo a discutir con confianza es la función de consumo agregado porque, como lo señalan Friedman (1957), Muth (1960) así como Modigliani y Ando (1963), junto con Modigliani y Brumberg (1954), tiene tanto una sólida racionalidad teórica y un grado de éxito empírico inusualmente alto. Adoptando la formulación de Friedman (1957), el consumo permanente es proporcional al ingreso permanente (una estimación de un flujo de ingreso descontado a futuro):

$$c_{pt} = k y_{pt} \quad (7)$$

El consumo en términos reales es:

$$C_t = c_{pt} + u_t \quad (8)$$

y el ingreso corriente en términos reales es:

$$y_t = y_{pt} + v_t \quad (9)$$

Los términos estocásticos u_t y v_t son independientes entre sí al igual que con respecto a y_{pt} .

Una propensión marginal al consumo de corto plazo empírica es el momento muestral $[MM = k]$, correspondiente a $Cov(c_t, y_t)/Var(y_t)$:

$$k \frac{Var(y_{pt})}{Var(y_{pt}) + Var(v_t)} = MM \frac{Cov(c_t, y_t)}{Var(y_t)} \quad (10)$$

Mientras que estos momentos estadísticos sean aceptados como parámetros subjetivos en las mentes de los consumidores, este modelo carece de contenido. Empero, Friedman (1957), los conceptualizó como momentos reales, conocidos por los consumidores, lo cual constituye el paso lógico que condujo a las pruebas con datos en corte transversal que, en forma muy asombrosa, no refutaron su hipótesis del ingreso permanente.¹⁰

Muth denominó expectativas racionales a esta igualdad fundamental de una distribución probabilística verdadera con una distribución subjetiva, con base en la cual se adoptan decisiones, y fue él quien desarrolló sus implicaciones en forma general (en el año de 1961). En particular, en 1960, Muth encontró que el comportamiento estocástico del ingreso a través del tiempo bajo el cual Friedman identificó el ingreso permanente como una suma exponencialmente ponderada de observaciones corrientes y pasadas respecto al ingreso real, era consistente con el proceso de predicción óptima por parte de los agentes económicos.¹¹

Para revisar los resultados de Muth, comencemos por recordar que el ingreso permanente es un flujo constante y_{pt} que tiene el mismo valor, bajo el factor de descuento subjetivo b , que la corriente de ingreso real pronosticada:

$$y_{pt} = (1 - \beta) \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E(y_{t+i} | I_t) \quad (11)$$

donde cada expectativa está condicionada a la información I , disponible en el tiempo t , I_t . Sea ahora el ingreso real, y_t , la suma de tres factores:

$$y_t = a + w_t + v_t \quad (12)$$

donde a es una constante, w_t es una suma de incrementos independientes, cada uno con media cero y varianza constante [v_t es el ingreso transitorio]. Muth mostró que el estimador de varianza mínima para y_{t+i} , para toda $i = 1, 2, \dots$, es :

$$(1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j y_{t-j} \quad (13)$$

donde λ depende de una función conocida de las varianzas relativas de w_t y v_t .¹² Al sustituir este estimador en la expresión (10) y sumar la serie, se obtiene la función consumo empírica:

$$c_t = k(1 - \beta) y_t + k\beta(1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j y_{t-j} + u_t \quad (14)$$

(Esta fórmula difiere ligeramente de la de Muth porque Muth implícitamente supuso que c_t estaba determinado antes de realizar y_t . La diferencia, empero, no es importante para lo que sigue a continuación).

Ahora imaginemos que existe un consumidor de este tipo, con un ingreso corriente generado por un “experimentador” de acuerdo al patrón descrito por Muth (de manera que las premisas de la teoría de la política económica son correctas para una sola ecuación de la función consumo). Un economista que observara a este consumidor durante varios periodos tendría éxito en describir su consumo por medio de la expresión (13), ya fuera que llegara a dicha ecuación por medio del razonamiento Friedman-Muth o simplemente por medio de un proceso de prueba y error. A continuación, considérense las *políticas* que adoptan la forma de una secuencia de suplementos $\{x_t\}$ para el ingreso de este consumidor a partir del tiempo T . Si $\{x_t\}$ está especificada en modo determinístico o por alguna ley estocástica, si se le anuncia el cambio de política al consumidor antes de que ocurra o no, la teoría de la política económica prescribe el mismo método para evaluar sus consecuencias: agregue x_t a los pronósticos de y_t para cada $t > T$, sustitúyalos en la expresión (13) y obtenga las nuevas predicciones de c_t .

Si el consumidor conoce el cambio de política antes de que ocurra, resulta evidente que este método estándar ofrece pronósticos incorrectos. Por ejemplo, supóngase que la política consiste en un incremento constante $x_t = \bar{x}$, en el ingreso a lo largo de todo el futuro. A partir de la expresión (10), ese aumento provoca un incremento en el consumo igual a $k\bar{x}$. Empero, el pronóstico basado en la expresión (13) tiene un efecto en el periodo t igual a:

$$(\Delta c)_t = k\bar{x} \left\{ (1 - \beta) + \beta(1 - \lambda) \sum_{i=0}^{t-T} \lambda^i \right\} \quad (15)$$

Como este efecto tiende a igualarse con el pronóstico correcto, $k\bar{x}$, a medida que t tiende a infinito, podría conjeturarse que la dificultad desaparece “a largo plazo”. Para demostrar que tal conjetura es falsa, considérese un suplemento con crecimiento exponencial, $\mathbf{x}_t = \bar{x} a^t$, $1 < a < 1/\beta$. El efecto verdadero en $t - T$ es, por las expresiones (6) y (10):

$$(\Delta c)_t = k\bar{x} \frac{(1 - \beta)\alpha^t}{1 - \alpha\beta} \quad (16)$$

El efecto de un pronóstico por la expresión (13) es:

$$(\Delta c)_t = k\bar{x} \left\{ (1 - \beta) + \beta(1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-T} \left(\frac{\lambda}{\alpha}\right)^j \right\} \alpha^t \quad (17)$$

Ninguno de ambos efectos tiende a cero, a medida que t tiende a infinito. El cociente (valor pronosticado sobre valor observado) tiende a:

$$(1 - \alpha\beta) \left\{ 1 + \frac{\alpha\beta(1 - \lambda)}{(1 - \beta)(\alpha - \lambda)} \right\} \quad (18)$$

que puede ser mayor o menor que la unidad.

Las divergencias más interesantes entre pronósticos y realidad surgen cuando la política es estocástica pero con sus características conocidas con antelación. Por ejemplo, sea $\{\mathbf{x}_t\}$ una secuencia de variables aleatorias independientes, con media cero y varianza constante, distribuida independientemente de u_t , v_t y w_t . Esta política equivale a un incremento en la varianza del ingreso transitorio, que reduce la ponderación l en una manera dada por la fórmula de Muth. El consumo promedio, de hecho y como lo pronostica la expresión (13), no se afecta pero la varianza del consumo sí cambia. La estimación correcta de este efecto en la varianza requiere revisar la ponderación l ; evidentemente la predicción estándar, basada en parámetros fijos, que se genera a partir de la expresión (13), producirá de nuevo la respuesta equivocada y el error no tenderá a desaparecer para una t grande.

La lista de cambios de política estocásticos y determinísticos, así como sus combinaciones, es inagotable pero no es necesario avanzar más en esa dirección para establecer que, para *cualquier* cambio de política que es comprendido antes de que suceda, la extrapolación o simulación basada en la expresión (13), arroja un pronóstico incorrecto y, lo que es más, un pronóstico incorrecto que *puede corregirse*. ¿Qué pasa con los cambios en la política que *no* son comprendidos con antelación? Como observa Fisher, “la noción de que no se puede engañar a toda la gente todo el tiempo no tiene porqué implicar que una persona es incapaz de engañar a toda la gente durante algún tiempo”. 13

Aunque obvia, tal observación es bastante cierta pero no apoya en nada al método de pronóstico estándar que extrapola a partir de la expresión (13). El conocimiento acerca de la función consumo se sintetiza en las expresiones (8) y (10). Para ciertos cambios de política es posible, con alguna confianza, adivinar cuáles serán

los cálculos que realizarán los consumidores respecto al ingreso permanente y esperar predecir sus respuestas de consumo con alguna precisión. Sin embargo, para otros tipos de política, en particular los involucrados con “engañar” a los consumidores en forma deliberada, no resulta en absoluto claro cómo aplicar las expresiones en cuestión y, por lo tanto, son imposibles los pronósticos. En tales casos tampoco hay razón para imaginar que serán exactas las predicciones que se apoyen en la expresión (13).

5.2 Demanda por inversión e impuestos

En el año de 1967, Hall y Jorgenson proporcionaron estimaciones cuantitativas sobre las consecuencias, corrientes y desfasadas, de diversas políticas de ingresos fiscales sobre la demanda de equipo durable para la producción. Este trabajo es un ejemplo del estado del arte de la predicción condicional en su más alta expresión. El método general es usar las estimaciones econométricas de una función de inversión jorgensoniana, la cual captura toda la estructura impositiva relevante en una simple variable precios de la renta implícita, para simular los efectos de políticas tributarias alternativas.

Un supuesto implícito de ese trabajo es que cualquier cambio en la tasa de impuestos se considera como un cambio definitivo y permanente. Como tal supuesto es falso en el periodo muestral, las estimaciones econométricas están sujetas a sesgos. 14 Pero, más importante para esta discusión, resulta el hecho de que los pronósticos condicionales *sólo* serán válidos para cambios de la tasa de impuestos que las personas morales contribuyentes *crean* que son permanentes.

Por muchas cuestiones de finanzas públicas, esta calificación evidente podría ser considerada propiamente como un simple tecnicismo. No obstante, para una política contracíclica keynesiana, esta calificación es el corazón mismo de la cuestión. Después de todo, todo el punto del crédito al impuesto sobre la inversión es que su carácter se concibe como temporal. En consecuencia, puede servir como una forma de inducir a las empresas para que reprogramen sus proyectos de inversión. Debería estar claro que no puede esperarse que los métodos de pronóstico usados por Hall y Jorgenson (así como, claro está, por otros econométricos), rindan incluso estimaciones del mismo orden de magnitud sobre los efectos de ajustes impositivos explícitamente temporales.

En el estudio detallado de esta cuestión es útil comenzar con una versión explícita del modelo del acelerador sobre el comportamiento de la inversión. Imaginemos una industria que tiene rendimientos constantes y que cada empresa posee un coeficiente capital producto l . Utilizando una notación común para las variables tanto a nivel empresa como a nivel industria, sea k_t el capital al inicio del año t . La producción durante t es $l k_t$. La inversión durante el año, i_t , afecta el capital del siguiente periodo de acuerdo con la siguiente expresión:

$$k_{t+1} = i_t + (1 - d)k_t \quad (19)$$

donde d es una tasa de depreciación física constante. La producción se vende en un mercado con información perfecta a un precio p_t . Los bienes de inversión se compran a un precio constante unitario. A las ganancias –o sea, las ventas menos la depreciación–, se les deducen impuestos a una tasa q_t . Existe un crédito al impuesto sobre la inversión cuya tasa es y_t .

La empresa está interesada en maximizar el valor presente esperado de los ingresos netos de impuestos, descontados al costo de capital constante r . Se supone que no existen costos de ajuste, por lo que tal proceso implica que el costo corriente debe igualarse a una unidad adicional de inversión al rendimiento neto descontado esperado. Si el monto de los ingresos fiscales actual es lo suficientemente grande como para cubrir

el crédito, el costo actual de adquirir una unidad adicional de capital es $(1 - y_t)$, independientemente del volumen de bienes de inversión adquiridos. Cada unidad de inversión genera l unidades de producto, a ser vendidas en el siguiente periodo al precio desconocido en el periodo actual p_{t+1} . El monto de impuestos que iguala a cero esta ganancia es $q_{t+1} [lp_{t+1} - d]$. Además, $(1 - d)$ unidades de los bienes de inversión permanecen para ser usadas en el periodo $t + 1$. Con mercados de bienes de capital que tienen información perfecta, estas unidades están valuadas a $(1 - y_{t+1})$. Así, si $E_t(\cdot)$ es una expectativa condicional sobre la información hasta el periodo t , el rendimiento descontado esperado por unidad de inversión en t es:

$$k_{t+1} = i_t + (1 - d)k_t \quad (20)$$

$$\frac{1}{1+r} E_t[\lambda p_{t+1}(1 - \theta_{t+1}) + \delta \theta_{t+1} + (1 - \delta)(1 - \psi_{t+1})] \quad (19)$$

Ya que un cambio en la tasa impositiva del siguiente periodo q_{t+1} , no es anticipado en t y resulta un “impuesto puro a las ganancias”, no están correlacionados q_{t+1} y p_{t+1} . Por lo tanto, igualando costos y rendimientos, una condición de equilibrio para esta industria es:

$$1 - \psi_t = \frac{1}{1+r} E_t\{\lambda p_{t+1}[1 - E_t(\theta_{t+1})] + \delta E_t(\theta_{t+1}) + (1 - \delta)[(1 - E_t(\psi_{t+1}))]\} \quad (20)$$

Una segunda condición de equilibrio se obtiene a partir del supuesto de que el mercado de productos se liquida cada periodo. Si la demanda de la industria está dada por una función lineal, con una ordenada al origen a_t que se modifica de forma estocástica y una pendiente constante b , la cantidad demandada en el siguiente periodo es $a_{t+1} - bp_{t+1}$. La cantidad ofrecida será igual a l veces el capital del siguiente periodo. Entonces, una segunda condición de equilibrio es:

$$\lambda[i_t + (1 - \delta)k_t] = a_{t+1} - bp_{t+1} \quad (21)$$

Tomando valores promedio en la expresión (21):

$$\lambda[i_t + (1 - \delta)k_t] = E_t(a_{t+1}) - bE_t(p_{t+1}) \quad (22)$$

Como lo que aquí interesa es la función de inversión en la industria, se elimina $E_t(p_{t+1})$ entre las expresiones (12) y (22), a fin de obtener:

$$i_t + (1 - \delta)k_t = \frac{1}{\lambda} E_t(a_{t+1}) - \frac{b}{\lambda^2} \left[\frac{r}{1 - E_t(\theta_{t+1})} + \delta \right] \quad (23)$$

$$+ \frac{b}{\lambda^2} \left[\frac{(1+r)\psi_t - (1 - \delta)E_t(\psi_{t+1})}{1 - E_t(\theta_{t+1})} \right]$$

La expresión (23) ofrece las existencias (stock) de capital “deseadas”, $i_{t+1} + (1 - d)k_t$, como función del estado futuro esperado de la demanda y de la estructura de impuestos actual y futura esperada, así como del costo de capital r , tomado en este ejemplo como constante. El segundo y tercer términos de la derecha son el producto de la pendiente de la curva de demanda de capital, $-b/l^2$, y el conocido precio de renta implícito jorgensoniano; el segundo término incluye el “interés” y los costos de depreciación netos de impuestos; el tercero incluye la ganancia (o pérdida) de capital esperada debida a cambios en la tasa de crédito al impuesto sobre la inversión.

En la mayoría de los estudios aplicados sobre la inversión, se supone que las empresas se mueven de manera gradual desde k_t hasta las existencias deseadas que se representan en la expresión (23) debido a los costos de ajuste, retrasos en la entrega y cuestiones similares. Aquí se supone que el ajuste completo ocurre en un solo periodo.

La expresión (23) tiene el mismo nivel operativo que las expresiones (6) y (10). Dicha expresión (23) relaciona el comportamiento actual con las expectativas inobservadas de variables futuras. Para desplazarse hacia una hipótesis comprobable, debe especificarse el comportamiento de las series de tiempo de a_t , q_t y y_t (como se hizo con el ingreso en la teoría del consumo), obtener la regla de predicción óptima y deducir el análogo a la función consumo expresada en la expresión (13). Imaginemos que dichas operaciones ya fueron realizadas y que se han obtenido estimaciones paramétricas para l y b . ¿Cómo utilizar estas estimaciones para evaluar las consecuencias de una particular política de crédito al impuesto sobre la inversión? El método utilizado por Hall y Jorgenson (1967) consiste en tratar al crédito como un cambio permanente o definitivo o igualar explícitamente $E_t(y_{t+1})$ a y_t . Si q_t es constante e igual a q , el efecto de un cambio en el crédito (por ejemplo) de 0 a y , debería ser el mismo que el de una reducción permanente del precio de los bienes de inversión hasta $(1 - y)$ o, considerando la expresión (23), que el de un incremento en las existencias de capital deseadas de $(b/l^2)(r + d)/(1 - q)$. Si las personas morales contribuyentes piensan que el crédito es permanente, este pronóstico será correcto; de otra forma, no.

Pueden considerarse alternativas. Imagínese que una política estocástica de crédito a los impuestos cambia de cero a un número fijo y de forma markoviana, con transiciones dadas por $\Pr\{y_{t+1} = y | y_t = 0\} = q$ y $\Pr\{y_{t+1} = y | y_t = y\} = p$.¹⁵ Entonces, si las expectativas para el crédito a los impuestos del siguiente periodo se forman de modo racional, condicionadas a la presencia o ausencia del crédito en el periodo actual, se tiene:

$$E_t(\psi_{t+1}) = \begin{cases} q\psi & \text{si } \psi_t = 0 \\ p\psi & \text{si } \psi_t = \psi \end{cases} \quad (24)$$

Entonces, el tercer término de la derecha en la expresión (23) es:

$$\frac{b\psi}{\lambda^2(1-\theta)}[-q(1-\delta)] \quad \text{si } \psi_t = 0 \quad (25)$$

$$\frac{b\psi}{\lambda^2(1-\theta)}[1+r-p(1-\delta)] \quad \text{si } \psi_t = \psi \quad (26)$$

La diferencia entre estos términos viene dada por:

$$\frac{b\psi}{\lambda^2(1-\theta)}[1+r+(q-p)(1-\delta)] \quad (27)$$

Esta expresión representa el incremento a las existencias de capital deseadas (así como, con ajuste inmediato, a la inversión corriente) cuando el crédito al impuesto cambia de cero a y en una economía donde existe crédito y se sabe que opera de la manera estocástica previamente descrita. La expresión en cuestión no mide el efecto de un cambio de política, de un régimen sin crédito, al régimen estocástico descrito aquí (la diferencia surge porque incluso cuando el crédito se ajusta a cero en el régimen estocástico, la posibilidad de pérdida de capital, debida a la introducción del crédito en el futuro, incrementa la renta implícita sobre el capital, relativa a la situación en la cual el crédito se espera que permanezca igual a cero para siempre).

Al examinar los valores extremos de p y q , puede obtenerse una buena idea de la importancia cuantitativa de las expectativas al medir el efecto del crédito. En un extremo está el caso donde se espera que el crédito casi nunca se ofrezca, $q \cong 0$, pero, una vez que se ofrece, es permanente, $p \cong 1$. Utilizando la expresión (27), el efecto de un cambio de cero a y es, en dicho caso, aproximadamente, igual a:

$$\frac{b\psi}{\lambda^2(1-\theta)}(1+r) \quad (28)$$

Esta es la situación que se supone implícitamente en Hall y Jorgenson (1967). En el otro extremo, se encuentra el caso donde el crédito se ofrece con frecuencia pero siempre se trata de un crédito transitorio ($q \cong 1$ y $p \cong 0$). Usando la expresión (27), el efecto de un cambio de cero a y es en tal caso aproximadamente igual a:

$$\frac{b\psi}{\lambda^2(1-\theta)}(2+r-\delta) \quad (29)$$

Así, la razón de efectos es:

$$\frac{2+r-\delta}{r+\delta} \quad (30)$$

Si $r = 0.14$ y $d = 0.15$, esta razón es aproximadamente igual a siete. 16 Por lo tanto, no estamos discutiendo una cuestión cuantitativa insignificante.

Para una estimación más realista, considérese un crédito que permanece “apagado” durante un período promedio de cinco años y, cuando se “enciende”, permanece así durante un período promedio de un año. Estos supuestos corresponden a ajustar $p \cong 0$ y $q = 1/5$. La razón del efecto {utilizando la expresión (27)}, bajo estos supuestos versus los usados por Hall y Jorgenson, es ahora igual a $[1+r+(1/5)(1-d)]/(r+d)$. Con $r = 0.14$ y $d = 0.15$, esta razón es aproximadamente igual a 4.5. Tal razón probablemente sería algo menor bajo una estructura de desfases más satisfactoria, 17 pero incluso tomando esto en cuenta, es probable que el estímulo potencial del crédito al impuesto sobre la inversión bien sea varias veces mayor que el indicado por las estimaciones de Hall y Jorgenson. 18

Como en el caso del análisis de la función consumo, la estimación de un efecto de política en términos de lo aquí considerado, presupone una política generada por una regla relativamente simple y fija, conocida por los econométricos y por los agentes económicos que están sujetos a dicha política (un supuesto que no sólo es conveniente en términos analíticos sino que también resulta ser consistente con el Artículo 1, Sección 7, de la Constitución de EE. UU.). Para ir más allá de los cálculos de tipo orden de magnitud utilizados aquí para

evaluar los efectos del crédito de 1962 estudiados por Hall y Jorgenson, uno tendría que inferir la regla implícita que se generó (o que las personas morales contribuyentes pensaron que se iba a generar) con esa política. Esta tarea es difícil, cuando no imposible, debido a la novedad de la política en el tiempo en que se adoptó. De manera similar, no existe razón alguna para esperar que es posible pronosticar con precisión los efectos de políticas impositivas *ad hoc* a futuro, acerca del comportamiento de la inversión. Por otra parte, existe absoluta razón en pensar que se pueden lograr buenas evaluaciones cuantitativas sobre las reglas fiscales anticíclicas construidas sobre la estructura impositiva de manera estable y bien comprendida.

5.3 Curvas de Phillips

Un tercer ejemplo lo sugiere la controversia sobre hipótesis Phillips-Friedman, la cual indica que los cambios permanentes en la tasa de inflación no modifican la tasa promedio de desempleo. La mayoría de los modelos econométricos importantes han sido usados en experimentos de simulación para probar esta hipótesis; los resultados siempre han sido uniformemente negativos. Como las expectativas están implícitas de modo esencial en el comportamiento de la oferta en el mercado de productos y en el mercado laboral, uno podría suponer, con base en las consideraciones adelantadas en el inciso cuatro, que estas pruebas no son útiles en este caso. 19 Tal supuesto es correcto, como lo demuestra el siguiente ejemplo.

Será de ayuda, entonces, recurrir a un modelo simple pero capaz de captar las características básicas de la teoría sobre las expectativas racionales en la oferta agregada: agentes económicos racionales, mercados donde al final de cada periodo se alcanza el equilibrio (todo se liquida), e información imperfecta. 20 Imaginemos que los productores y distribuidores de mercancías se encuentran distribuidos sobre N mercados diferentes i , $i = 1, 2, \dots, N$. Para evitar problemas de números índice, se supone adicionalmente que la misma mercancía se vende en cada mercado y que y_{it} es el logaritmo de la cantidad ofrecida en el mercado i al periodo t . Además, se supone que la oferta y_{it} se compone de dos factores:

$$y_{it} = y_{it}^P + y_{it}^c \quad (31)$$

donde y_{it}^P denota a la oferta permanente o normal y y_{it}^c es la oferta transitoria o cíclica (ambas están en logaritmos). Suponemos que y_{it}^P no responde a ningún cambio de precios excepto a las variaciones permanentes de los precios relativos o, como estos han quedado excluidos debido a que en este modelo sólo existe una mercancía, que simplemente no responde ante cambios en los precios. La oferta transitoria y_{it}^c varía con los cambios percibidos en el precio relativo de las mercancías en i :

$$y_{it}^c = \beta(p_{it} - p_{it}^e) \quad (32)$$

donde p_{it} es el logaritmo del precio real en i al tiempo t y p_{it}^e es el logaritmo del nivel de precios general en la economía completa, como se percibe en el mercado i . 21

Los precios variarán de mercado a mercado para cada t , debido a las fuentes usuales de fluctuación en las demandas relativas. También fluctuarán con el paso del tiempo debido a los movimientos en la demanda agregada. Sin embargo, no se exploran en este trabajo las fuentes de estos movimientos de precios sino que simplemente postula que el precio real en i al tiempo t consta de dos elementos:

$$p_{it} = p_t + z_{it} \quad (33)$$

Los vendedores observan el precio real p_{it} porque sus elementos no pueden observarse por separado. El elemento p_t varía con el tiempo pero es común a todos los mercados. De acuerdo con la información obtenida

antes de t (denotada por I_{t-1}), los vendedores en todos los mercados consideran que p_t es una variable aleatoria normalmente distribuida con media \bar{p}_t y varianzas s^2 . El elemento z_{it} refleja la variación de precios relativos a través de mercados y periodos; es un elemento normalmente distribuido e independiente de p_t (a menos que $i = j$ y $s = t$), con media cero y varianzas t^2 .

El nivel general de precios *real* en el tiempo t , es el promedio de los precios de mercado e individuales:

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p_{it} = p_t + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_{it} \quad (34)$$

Se considera que el número de mercados N es suficientemente grande, de modo que el segundo término se vuelve insignificante y p_t es el nivel general de precios. Para elaborar las decisiones de oferta, los vendedores estiman p_t . Suponiendo esta estimación, p_{it}^c es la media de la distribución condicional verdadera de p_t . Esta última se calcula usando la idea de que p_{it} es la suma de dos conjuntos de variables normales e independientes, uno con media cero y varianzas t^2 , y otro con media \bar{p}_t y varianzas s^2 . Lo anterior permite afirmar que:

$$p_{it}^c = E\{p_t | p_{it}, I_{t-1}\} = (1 - \theta)p_{it} + \theta\bar{p}_t \quad (35)$$

donde $q = t^2 / (s^2 + t^2)$.

Con base en esta estimación inexacta pero, por lo general, inexacta del nivel general de precios actuales, los vendedores en i siguen:

$$y_{it}^c = \beta(p_{it} - [(1 - \theta)p_{it} + \theta\bar{p}_t]) = \theta\beta(p_{it} - \bar{p}_t) \quad (36)$$

Si se calcula el promedio de todos los mercados y se recurre a la ley de los grandes números, se obtiene el componente cíclico de la oferta *agregada*:

$$y_t^c = \theta\beta(p_t - \bar{p}_t) \quad (37)$$

y, volviendo a incluir los componentes permanentes:

$$y_t = \theta\beta(p_t - \bar{p}_t) + y_{pt} \quad (38)$$

fórmula que, pese a su simplicidad, capta los aspectos básicos del enfoque de expectativas o de “tasa natural” a la oferta agregada. La oferta de mercancías sigue una senda tendencial y_{pt} , la cual no depende de los movimientos de los precios nominales. Las desviaciones de esta senda tendencial se inducen siempre que los precios nominales se alejan del nivel que se esperaba que prevaleciera sobre la base de la información pasada. Estas desviaciones ocurren porque los agentes económicos son obligados a inferir los movimientos actuales del nivel general de precios con base en información incompleta.

Vale la pena especular respecto a la clase de desempeño que, en la práctica, puede *esperarse* a partir de la expresión (38). Al hacerlo, ignora el componente tendencial y concentra su atención en los determinantes de p_t , b y q . El parámetro b refleja las posibilidades de sustitución intertemporal en la oferta: factores tecnológicos tales como la capacidad de almacenamiento de la producción y preferencias para sustituir la oferta de trabajo hoy por oferta de trabajo mañana. Debería esperarse que b sea razonablemente estable con el

transcurso del tiempo y entre economías con un nivel de desarrollo similar. El parámetro q es, como se indicó, la razón $t^2 / (s^2 + t^2)$. El elemento t^2 refleja la variabilidad de los precios relativos dentro de la economía y no existe razón alguna para esperar que varíe de manera sistemática con la política de demanda. El elemento s^2 es la varianza del nivel general de precios, alrededor de su nivel esperado, y resulta obvio que se elevará cuando aumente la volatilidad de la demanda. ²² De modo similar, \bar{p}_t es el nivel de precios esperado, dependiente de la información pasada; el cual varía con las tasas inflacionarias promedio reales.

Si se supone que los precios reales se determinan de acuerdo con el siguiente modelo autorregresivo:

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39)$$

donde ε_t es normal con media μ y varianza s^2 , entonces $p_t = p_{t-1} + \mu$ y la expresión (38) se convierte en:

$$y_t = \theta\beta(p_t - p_{t-1}) - \theta\beta\pi + y_{pt} \quad (40)$$

Sobre un lapso muestral durante el cual μ y s^2 permanecen más o menos constantes y si y_{pt} puede ser efectivamente controlada, la expresión (40) resultará al econometrista como descripción de una compensación estable entre inflación y producción real. La adición de tasas de inflación desfasadas no mejorará el ajuste ni modificará esta conclusión en lo absoluto. Sin embargo, es evidente que, a partir de la expresión (40), un incremento sostenido en la tasa de inflación (un aumento en μ), no afectará al producto real.

Lo anterior no significa que una versión de desfases distribuidos de la expresión (38) no pueda comportarse mejor en la práctica. Si la tasa de inflación real sigue un esquema autorregresivo de primer orden:

$$\Delta p_t = \rho \Delta p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (41)$$

o, de manera análoga:

$$p_t = (1 + \rho)p_{t-1} - \rho p_{t-2} + \varepsilon_t \quad (42)$$

donde $0 < \rho < 1$ y ε_t está distribuido como antes.

Entonces, combinando las expresiones (37) y (41):

$$y_t = \theta\beta\Delta p_t - \theta\beta\rho\Delta p_{t-1} - \theta\beta\pi + y_{pt} \quad (43)$$

que, en términos econométricos, implica que la pendiente “a largo plazo” o compensación, sería la suma de los coeficientes de inflación, o $qb(1 - \rho)$. Esta suma de coeficientes inflacionarios no será igual a cero si la expresión (42) es estable.

Para sintetizar, estas consideraciones teóricas generales y los ejemplos aquí descritos, se pueden imaginar situaciones donde las curvas de Phillips en la práctica exhiben desfases largos y situaciones donde no existen efectos desfasados. En cualquiera de los dos casos, la relación entre inflación y producción “a largo plazo”, tal como se calcula o se estima a la manera convencional, carece de efecto sobre las consecuencias reales de lograr que una política antiinflacionaria tenga éxito.

Como en los ejemplos sobre la función consumo y la inversión agregada, la capacidad para utilizar las expresiones (39) y (41) con el propósito de pronosticar las consecuencias de un cambio de política descansa, de modo crucial, sobre el supuesto de que los parámetros que describen la nueva política (en este caso, μ , s^2 y

r), son conocidos por los agentes económicos. Para periodos donde este supuesto no es aproximadamente válido (los cuales, por supuesto, han existido y seguirán existiendo a futuro), las curvas de Phillips aplicadas aparecerán sujetas a “desviaciones paramétricas”, que pueden describirse en el periodo muestral pero que resultan impredecibles en todos los casos, excepto en el futuro más inmediato.

6. Consideraciones de política

En los incisos precedentes he afirmado en general y mediante ejemplos que existen irrefutables razones teóricas y empíricas para pensar que una estructura de la forma:

$$\mathbf{y}_{t+1} = F(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t, \mathbf{q}, \mathbf{e}_t) \quad (44)$$

(donde F es conocida, \mathbf{q} fija y \mathbf{x}_t “arbitraria”), no resulta útil para pronósticos y evaluación de políticas en las economías reales. En predicciones a corto plazo, estos argumentos han sido largamente anticipados en la práctica y se habían obtenido modelos con buenas pero improbables propiedades de rastreo mediante la existencia y medición de “desviaciones” en el vector paramétrico \mathbf{q} . Empero, en ese momento ya se reconocía que, bajo los modelos adaptativos que racionalizan estos procedimientos de rastreo, tienen varianza infinita las simulaciones de políticas a largo plazo, asunto que dejaba abierta la cuestión de la evaluación cuantitativa de la política.

Una respuesta a esta situación sencillamente consiste en eliminar las cuestiones de largo plazo de la economía, bajo políticas alternativas, y concentrarse en obtener lo que se considera un comportamiento deseable en los trimestres siguientes. La esperanza es que ocurrirán, en forma lenta, las alteraciones en \mathbf{q} inducidas por los cambios de política y que los pronósticos condicionados por los modelos de rastreo serán, por tanto, aproximadamente exactos durante algunos periodos. Esta esperanza es tanto falsa como generadora de equívocos. Primero, algunos cambios de política inducen saltos inmediatos en \mathbf{q} : por ejemplo (como se describió en el apartado 5.1), un cargo extra en los impuestos al ingreso personal, inducirá un alza inmediata en la propensión al consumo a partir del ingreso disponible así como errores subsecuentes en las predicciones condicionales a corto plazo. Segundo, incluso si los cambios inducidos en el vector \mathbf{q} ocurren de manera paulatina, deberían ser considerados en la “función objetivo” a corto plazo y, sin embargo, raramente lo son. Así, las curvas de Phillips pronostican más o menos la fase inicial de la inflación actual pero no el desplazamiento “adverso” de la curva a la cual conduce dicha inflación.

Entonces, ¿qué clase de estructura podría ser consistente de inmediato con las consideraciones del inciso cuatro y con una valuación operativa y precisa de la política? Uno vacila en ser indulgente con la ilusión común de que las estructuras “generales” son más útiles que las estructuras específicas y verificadas con la realidad; sin embargo, una estructura provisional, utilizada con cuidado, facilitará la exposición de lo que resta de este ensayo.

Como se observó en el cuarto inciso, no es posible discutir las decisiones óptimas de los agentes económicos bajo secuencias arbitrarias \mathbf{x}_t ante choques a futuro. Como resultado de ello, una caracterización alternativa es dejar que las políticas y otras perturbaciones sean consideradas como funciones, distribuidas de manera estocástica, acerca del estado del sistema o, en términos paramétricos:

$$\mathbf{x}_t = G(\mathbf{y}_t, \mathbf{l}, \mathbf{h}_t) \quad (45)$$

donde G es conocida, \mathbf{l} es un vector de parámetros fijo y \mathbf{h}_t es un vector de perturbaciones. Dado lo anterior, el resto de la economía sigue:

$$\mathbf{y}_{t+1} = F(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t, \mathbf{q}(\mathbf{I}), \mathbf{h}_t) \quad (46)$$

donde, como ya se indicó, los parámetros de comportamiento \mathbf{q} , varían en forma sistemática con los parámetros \mathbf{I} que gobiernan la política y otros “choques”. En este contexto, el problema econométrico consiste en estimar la función $\mathbf{q}(\mathbf{I})$.

En un modelo de este tipo, una *política* se concibe como un cambio en los parámetros \mathbf{I} o en la función que genera los valores de las variables de política en puntos específicos del tiempo. Un cambio en la política (en \mathbf{I}) afecta el comportamiento del sistema de dos formas: Primera, alterando el comportamiento en series de tiempo para \mathbf{x}_t ; [y] segunda, provocando la modificación de los parámetros de comportamiento $\mathbf{q}(\mathbf{I})$, los cuales gobiernan al resto del sistema. Evidentemente, la forma en que puede esperarse que esta modificación ocurra, depende en modo crucial de la manera en que el cambio de política se lleve a cabo. Si el cambio de política sucede mediante una secuencia de decisiones que no siguen un patrón discutido o previamente anunciado, será conocido por los agentes económicos de modo gradual y tal vez lo sea en gran medida como una alta varianza de “ruido”. En tal caso, el movimiento hacia unos $\mathbf{q}(\mathbf{I})$ nuevos, si ocurre de una manera estable, resultará asistemático e impredecible en términos econométricos. Por otra parte, si las modificaciones de política acontecen como variaciones plenamente discutidas y comprendidas como reglas, existe alguna esperanza de que los cambios estructurales resultantes puedan ser pronosticados sobre la base de la estimación a partir de datos anteriores de $\mathbf{q}(\mathbf{I})$.

Este punto de vista hacia los pronósticos condicionales no atribuye poderes sobrenaturales a los agentes económicos para adivinar de forma instantánea la verdadera estructura de las políticas que los afectan. Antes al contrario, sólo afirma que las respuestas de los agentes económicos se vuelven predecibles a observadores externos sólo cuando puede haber alguna confianza de que los agentes económicos y los [economistas] observadores compartan una perspectiva común sobre la naturaleza de los choques que deben ser pronosticados por ambos [grupos de personas].

La preferencia por “reglas *versus* autoridad” en la formación de la política económica, sugerida por este punto de vista, no está basada en ninguna propiedad de optimización demostrable acerca de cualquier cosa que signifique las “reglas-en-general”. Parece que no existe argumento teórico alguno que excluya la posibilidad de que, por ejemplo, delegar la autoridad en la toma de decisiones económicas a un individuo o a un grupo podría no conducir a un mejor comportamiento de la economía de lo que se lograría bajo algunas o todas las reglas hipotéticas en el sentido de la expresión (45). El punto más bien es que esta posibilidad no se puede sostener, *en principio*, desde una perspectiva realista. Las únicas evaluaciones cuantitativas de política *científicas* disponibles son comparaciones de las consecuencias de reglas de política alternativas.

7. Observaciones finales

Este trabajo se destinó a exponer un simple silogismo: dado que la estructura de un modelo econométrico consta de reglas de decisión óptimas que realizan agentes económicos y, además, dado que tales reglas varían en modo sistemático ante cambios en la estructura de las series relevantes para quien toma las decisiones, se deduce que cualquier cambio en la política alterará de manera sistemática la estructura de los modelos econométricos.

Respecto a los pronósticos a corto plazo, o capacidad de rastreo de los modelos econométricos, hemos visto que dicha conclusión sólo tiene una importancia ocasional. Por el contrario, resulta fundamental para cuestiones relacionadas con la evaluación de política porque implica que las comparaciones de los efectos de

las reglas de política alternativas que usan los modelos macroeconómicos actuales no son válidas independientemente de la ejecución de estos modelos sobre el periodo muestral o en pronósticos a corto plazo *ex ante*.

El argumento en parte resulta destructivo: la capacidad de pronosticar las consecuencias de secuencias de decisiones de política “arbitrarias” y no anunciadas previamente, reclamadas en la década de 1970 por la teoría de la política económica, parece situarse más allá de la capacidad no sólo de los modelos de dicha generación, sino de los modelos concebibles a futuro también. Por otro lado, como se demostró con el ejemplo sobre la función consumo, los pronósticos condicionales bajo la estructura alternativa representada por las expresiones (45) y (46), es completamente operacional, si bien es cierto que requiere de mayor cantidad de trabajo científico.

En breve, parece que los hacedores de política, si desean pronosticar la respuesta de los ciudadanos, deben confiar en la segunda [estructura; expresiones (45) y (46)]. Esta conclusión, si bien no está mal ajustada frente a la práctica econométrica actual, parece situarse en común acuerdo con una preferencia para la toma democrática de decisiones.

Notas

1. Véase Phelps y otros autores (1970), Phelps, un poco antes (1968), y Friedman (1963).
2. El sector de precios y salarios más antiguo que incorpora la “compensación” es (por lo que sé), el de la versión de 1955 del modelo de Klein-Golberger (1955). Ha persistido, con mínimos cambios conceptuales, en todos los modelos de pronóstico que pertenecen a la generación actual. El cambio posterior de la relación de “compensación”, que se constituyó en el centro de las discusiones de política, aparece originalmente debido a Phillips (1958) así como a Samuelson y Solow (1960).
3. Véase en particular la discusión de Marschak en su artículo de 1953 (misma que agradezco a T. D. Wallace por habérmela recordado) así como a la de Tinbergen (1956), en especial su discusión de la “política cualitativa” en el capítulo cinco, páginas 149-185.
4. Véase por ejemplo de Menil y Enzler (1972), Hirsch (1972) así como Hymans (1972).
5. El malhadado proyecto para el modelo de Brookings probablemente fue el último en sostener esta opinión.
6. Véase, por ejemplo, Gordon (1972).
7. Una buena síntesis de este y otros aspectos de los pronósticos en la teoría y en la práctica lo proporciona Klein (1968). Un tratamiento más completo está disponible en Evans y Klein (1968).
8. Véase Klein (1968).
9. Esto no implica que todo el cambio paramétrico se deba a esta fuente. Por ejemplo, los cambios en las funciones de producción debidos a alteraciones tecnológicas probablemente están bien descritos por un esquema de caminata aleatoria.
10. Por supuesto, la hipótesis continúa siendo probada a medida que nuevas fuentes de datos se vuelven disponibles y las anomalías siguen surgiendo. {Para un ejemplo reciente, véase Mayer (1972)}. Así, uno puede esperar que, como ocurre con la mayoría de las hipótesis “confirmadas”, algún día quede subsumida en alguna formulación más general.

11. En 1963 Friedman propuso una perspectiva alternativa a la de Muth; es decir, que la ponderación usada en promediar los ingresos pasados (l), es la misma que el factor de descuento utilizado en promediar los ingresos a futuro (b). Es la teoría de Muth, más que la de Friedman de 1963, la que resulta consistente con las pruebas de corte transversal basadas en las varianzas relativas mencionadas con anterioridad.

12. Sea s_v^2 la varianza de v_t y s_{Dw}^2 la varianza de los incrementos de w_t , entonces la relación es:

$$\lambda = 1 + \frac{1}{2} \frac{\sigma_{\Delta w}^2}{\sigma_v^2} - \frac{\sigma_{\Delta w}}{\sigma_v} \sqrt{1 + \frac{1}{4} \frac{\sigma_{\Delta w}^2}{\sigma_v^2}}$$

13. Fisher, 1972: 113.

14. En particular, las bajas estimaciones de ' a ' (véase Hall y Jorgenson, 1967: Cuadro 2, pág. 400), que deberían igualar a la participación del capital en valor agregado, probablemente se deben a un componente transitorio ponderable en una variable que es teóricamente tratada como si sólo estuviera sujeta a cambios permanentes.

15. Un crédito al impuesto diseñado para estabilización necesitaría, por supuesto, responder a movimientos proyectados en la variable de cambio a_t . En este caso las probabilidades de transición p y q variarían con los indicadores (por ejemplo, con los valores de a_t corrientes y desfasados) de la actividad económica futura. Como mi objetivo aquí sólo consiste en tener una idea de la importancia cuantitativa de un correcto tratamiento de las expectativas, no avanzaré más en este problema de diseño.

16. El costo del capital de 0.14 y la tasa de depreciación de 0.15 (para equipo manufacturero) son tasas anuales tomadas de Hall y Jorgenson (1967). Como la razón $(2 + r - d)/(r + d)$ no está libre de las unidades de tiempo, el supuesto de que todos los movimientos hacia las nuevas existencias [stock] de capital deseadas ocurren en un año, resulta ser crucial en este punto: mediante la definición de un *período* más corto que un año, esta razón se elevará y, a la inversa, para un período más largo.

17. Por la razón ofrecida en la nota 16.

18. Debería observarse que esta conclusión refuerza la conclusión cualitativa alcanzada por Hall y Jorgenson, 1967: pág. 413.

19. Sargent (1971) y yo (1972) hemos desarrollado esta conclusión previamente en contextos similares.

20. Este modelo se adoptó, con algunos cambios, de mi trabajo publicado en 1973.

21. Esta función de oferta de bienes debería considerarse como alcanzada dado un mercado laboral en equilibrio en el tiempo t . Véase Lucas y Rapping (1969) para un análisis de los factores que subyacen a esta función.

22. Esta implicación de que la variabilidad en la demanda afecta a la pendiente de la "compensación" es la base para las pruebas de la hipótesis de la tasa natural reportadas en mi ensayo de 1973, así como las de Adie (Sin fecha) y Benjamin Klein (1973).

23. Esta observación fue hecha con antelación, debido exactamente a las mismas razones establecidas en el apartado 5.1, por Eisner (1969) y Dolde (1973: pág. 15).

Referencias bibliográficas

Adie, Douglas K. (Sin fecha). The importance of expectations for the Phillips curve relation. Research Paper Núm. 133, Departamento de Economía, Universidad de Ohio.

Ando, Albert y Franco Modigliani. (1963) / The life cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *American Economic Review* (Revista), Vol. 53: 55-84.

Cooley, Thomas F. y Edward C. Prescott (1976) / Estimation in the presence of sequential parameter variation. *Econometrica* (Revista), en prensa.

Cooley, Thomas F. y Edward C. Prescott (1973A) / An adaptative regression model. *International Economic Review* (Revista), Junio: 364-371.

Cooley, Thomas F. y Edward C. Prescott (1973B) / Tests for the adaptative regression model. *International Economic Review* (Revista), Abril: 248-256.

Christ, Carl F. y otros autores; editores (1963) / *Measurement in Economics* . Stanford: Stanford University Press.

de Menil, George y Jared J. Enzler (1972) / Prices and wages in the FRB-MIT-Penn econometric model. Artículo publicado en Eckstein; editor, 1972: 277-308.

Dolde, Walter (1973) / *Capital markets and the relevant horizon for consumption planning* . Yale University, Tesis de Doctorado.

Eckstein, Otto; editor (1972) / *The econometrics of price determination* . Washington, D. C.: Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal.

Eisner, Robert (1969) / Fiscal and monetary policy reconsidered. *American Economic Review* (Revista), Vol. 59: 897-905.

Evans, Michael K. y Lawrence R. Klein (1968) / *The Wharton Econometric Forecasting Model* . Filadelfia: University of Pennsylvania , Economics Research Unit, 2a. Edición.

Fisher, Franklin M. (1972) / Discussion. Artículo publicado en Eckstein; editor, 1972: 113-115.

Friedman, Milton (1968) / The role of monetary policy. *American Economic Review* (Revista), Vol. 58: 1-17.

Friedman, Milton (1963) / Windfalls, the 'horizon', and related concepts in the permanent income hypothesis. Artículo publicado en Christ y otros autores; editores, 1963: 3-28.

Friedman, Milton (1957) / *A theory of the consumption function* . Princeton: Princeton University Press.

Gordon, Robert J. (1972) / Wage-price controls and the shifting Phillips curve. *Brooking Papers on Economic Activity* (Revista), Núm. 2: 385-421.

Hall, Robert E. y Dale W. Jorgenson (1967) / Tax Policy and Investment Behavior. *American Economic Review* (Revista), Vol. 57: 391-414.

Hirsch, Albert A. (1972) / Price simulation with the OBE Econometric Model. Artículo publicado en Otto Eckstein; editor, 1972: 237-276.

- Hood, William C. y Tjalling G. Koopmans; editores (1953) / *Studies in econometric method* . Nueva York: Wiley.
- Hymans, Saul H. (1972) / Prices and price behavior in three U. S. econometric models. Artículo publicado en Eckstein; editor, 1972: 309-322.
- Klein, Benjamin (1973) / The effect of price level unpredictability on the composition of income change. Trabajo de investigación inédito.
- Klein, Lawrence R. y Arthur S. Goldberger (1955) / *An econometric model of the U. S., 1929-1952* . Amsterdam : North Holland .
- Klein, Lawrence R. (1968) / *An essay on the theory of economic prediction* . Helsinki: Yrjo Jahnsson Lectures.
- Knight, Frank H. (1921) / *Risk, uncertainty and profit* . Boston : Houghton-Mifflin.
- Kurinara, K. K.; editor (1954) / *Post-Keynesian Economics* . Nueva Brunswick: Rutgers University Press.
- Lucas Jr., Robert E. y Leonard A. Rapping (1969) / Real wages, employment, and inflation. *Journal of Political Economy* (Revista), Vol. 77: 721-754.
- Lucas Jr., Robert E. (1973) / Some international evidence on output-inflation trade-offs. *American Economic Review* (Revista), Vol. 63.
- Lucas Jr., Robert E. (1972) / Econometric testing of the natural rate hypothesis. Artículo publicado en Eckstein, 1972: 50-9.
- Marschak, Jacob (1953) / Economic measurements for policy and prediction. Artículo publicado en Hood y Koopmans; editores. 1953: 1-26.
- Mayer, Thomas (1972) / Tests of the permanent income theory with continuous budgets. *Journal of Money, Credit, and Banking* (Revista), Vol. 4: 757-778.
- Modigliani, Franco y Richard Brumberg (1954) / Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. Artículo publicado en Kurinara; editor, 1954.
- Muth, John F. (1961) / Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica* (Revista), Vol. 29: 315-35.
- Muth, John F. (1960) / Optimal properties of exponentially weighted forecasts. *Journal of the American Statistical Association* (Revista), Vol. 55: 299-306.
- Phelps, Edmund S. y otros autores (1970) / *The new microeconomics in employment and inflation theory* . Nueva York: Norton.
- Phelps, Edmund S. (1968) / Money wage dynamics and labor market equilibrium. *Journal of Political Economy* (Revista), Vol. 29: 315-335.
- Phillips, A. W. (1958) / The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom , 1861-1957. *Economica* (Revista), Vol. 25: 283-299.
- Samuelson, Paul Anthony y Robert M. Solow (1960) / Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review* (Revista), Vol. 50: 117-194.

Sargent, Thomas J. (1971) / A note on the 'accelerationist' controversy. *Journal of Money, Credit, and Banking* (Revista), Vol. 3: 721-725.

Tinbergen, Jan (1956) / *Economic policy: principles and design* . Amsterdam : North-Holland.

Tinbergen, Jan (1952) / *On the theory of economic policy* . Amsterdam : North-Holland.

* Traducción original de Rafael Núñez Zúñiga.

Las fórmulas fueron escritas del original por Exaú Navarro Pérez.