

Neutralidad del dinero y rigideces nominales

Prof. Jonathan Garita

Universidad de Costa Rica

II-2025

¿Qué efectos tiene la política monetaria?

- Es una pregunta central en macroeconomía, pero con muchas opiniones.
 - La respuesta a su efecto permite distinguir entre distintas visiones de cómo funciona la economía en general
- Particularmente importante ahora, dado la agresividad de las autoridades monetarias para combatir la inflación y los efectos de las políticas arancelarias.
- Pero es una pregunta que es inherentemente difícil de responder
 - Cambios en la política monetaria ocurren por una razón
 - El objetivo de los bancos centrales es implementar política sistemática que reaccione a eventos en la economía
 - Esto deja muy poco espacio para variaciones exógenas en la política monetaria

Endogeneidad de la política monetaria

- Ejemplo: la Fed bajó la tasa de interés agresivamente en 2008
 - Como respuesta a la crisis financiera
 - Considere una regresión lineal simple:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta i_t + \varepsilon_t$$

- Esta regresión **no** identifica los efectos de la política monetaria en la producción
- La crisis financiera—el evento que induce a la Fed a actuar—está correlacionado con Δi_t y con el error ε_t
- El coeficiente β en la regresión estaría sesgado

Probando la neutralidad del dinero

Enfoques:

- Experimento natural (Velde 2009)
- Enfoque narrativo (Romer y Romer 1989, Shapiro 1994)
- Identificación mediante la información en tiempo real del banco central (Romer y Romer 2004)
- Identificación mediante mercados financieros (Faust, Swanson and Wright 2004, Barakchian and Crowe 2013, Gertler and Karadi 2014)

Experimento Natural (Velde, 2009)

- “The place was France, the time was 1724.” El gobierno fijaba el valor nominal de las monedas por decreto.
- En setiembre 21-22 de 1724, el gobierno redujo el valor facial de las monedas de 5 a 4.
- En siete meses, el gobierno francés redujo en 45 % el valor (*diminutions*).
- ¿Qué efecto tiene sobre precios, salarios y producto?

date	écu's value	diminution	cumulative diminution
	7.5		
Aug 1723	6.9	-8.0%	-8.0%
Feb 1724	6.3	-8.7%	-16.0%
Apr 1724	5	-20.6%	-33.3%
Sep 1724	4	-20.0%	-46.7%
recoinage			-44.7%

Table 2: Changes in the legal tender value of the main silver coin (the écu) in 1723–24, with the percentage diminution and cumulative diminution.

Experimento natural ($N = 1$)



Los tipos de cambio se ajustaron completa e inmediatamente a los choques (es decir, no eran anticipados)

Experimento natural ($N = 1$)



Figure 7: Seasonally adjusted index of six commodities sold on the Paris *Halles* market, monthly data, 1724–1733.

Los precios de commodities cayeron pero gradualmente

Experimento natural ($N = 1$)

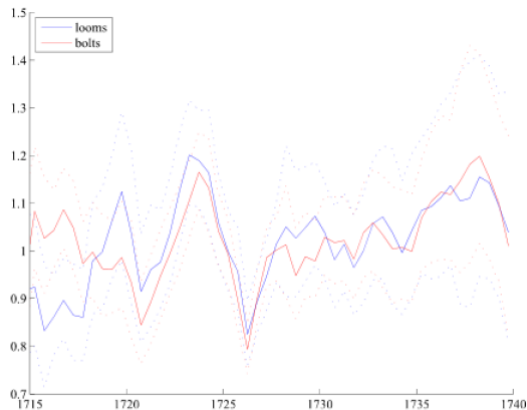


Figure 10: Index of working looms and index of bolts produced.

La producción (textil) cayó > 30 %

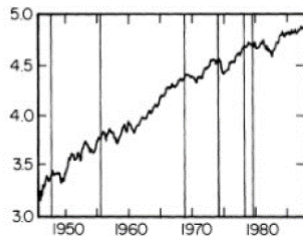
Evidencia de Experimentos Naturales (Romer y Romer)

- Los registros de la Reserva Federal pueden utilizarse para identificar **experimentos naturales**.
- En particular: “Episodios en los que la Reserva Federal intentó ejercer una influencia contractiva sobre la economía con el fin de reducir la inflación.”
- Se identifican seis episodios (*Romer y Romer, 1994* agregan un séptimo).
- Después de cada uno, el desempleo aumenta bruscamente.
- Evidencia sólida de que la política monetaria tiene efectos reales sustanciales.

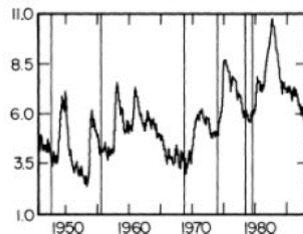
Enfoque narrativo —Romer y Romer 1989

Figure 1 ECONOMIC ACTIVITY AND MONETARY SHOCKS.

a. Index of Industrial Production (in logarithms)



b. Unemployment Rate (percent)



Enfoque narrativo —Romer y Romer 1989

- Para identificar la respuesta de una variable macroeconómica a un choque D_t (dummy=1 para cada fecha del choque) se estima

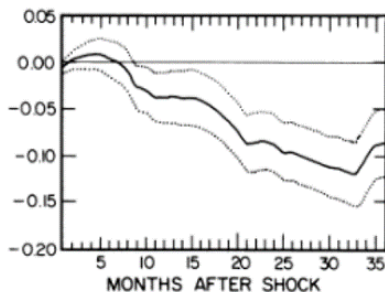
$$y_t = c + \sum_{j=1}^{24} \beta_j y_{t-j} + \sum_{k=0}^{36} \gamma_k D_{t-k} + \varepsilon_t$$

mensualmente de 1948-1987, con y_t sea la tasa de desempleo o el (log) cambio en la producción industrial

- Representación de "Rezagos autorregresivos distribuidos".

Enfoque narrativo —Romer y Romer 1989

Figure 4 IMPULSE RESPONSE FUNCTION FOR BASIC INDUSTRIAL PRODUCTION REGRESSION

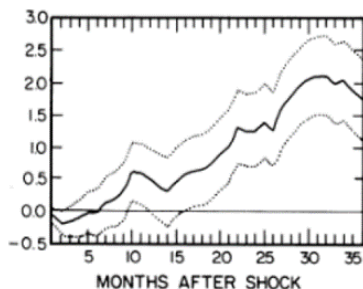


Notes: The impulse response function shows the impact of a unit shock to the monetary dummy variable. The impulse responses for the change in industrial production have been cumulated to reflect the effect on the log level. The coefficient estimates used to generate the impulse response function are given in Table 1. The dashed lines show the one standard error bands.

La producción industrial cae persistentemente

Enfoque narrativo —Romer y Romer 1989

Figure 5 IMPULSE RESPONSE FUNCTION FOR BASIC UNEMPLOYMENT REGRESSION.



Notes: The impulse response function shows the impact of a unit shock to the monetary dummy variable on the level of the unemployment rate (expressed in percentage points). The coefficient estimates used to generate the impulse response function are given in Table 2. The dashed lines show the one standard error bands.

El desempleo aumenta persistentemente

Enfoque narrativo —Romer y Romer 1989

- Algunos problemas:
 - La identificación de choques es opaca. Alto costo de replicación
 - ¿Realmente son choques? Shapiro (1994) muestra que estas fechas son altamente predecibles. Hoover y Perez (1994) muestran alta correlación con choques de precios de petróleo
 - $N = 6$ es un número muy pequeño para hacer inferencia estadística
 - Variables dicotómicas en lugar de medidas cuantitativas de choques
 - ¿Sensibilidad a la especificación econométrica para estimar impulsos respuesta?

Table A.1: Romer-Romer Dates and Oil-Shock Dates

Romer and Romer Dates	Oil Shock Dates
October 1947	December 1947
	June 1953
September 1955	June 1956
	February 1957
December 1968	March 1969
	December 1970
April 1974	January 1974
August 1978	March 1978
October 1979	September 1979
	February 1981
	January 1987
December 1988	December 1988
	August 1990

Notes: Romer-Romer dates are dates are identified by [Romer and Romer \(1989\)](#) and [Romer and Romer \(1994\)](#). Oil-shock dates up to 1981 are taken from [Hoover and Perez \(1994\)](#), who refine the narrative identification of these shocks by [Hamilton \(1983\)](#). The last three oil shock dates are from [Romer and Romer \(1994\)](#).

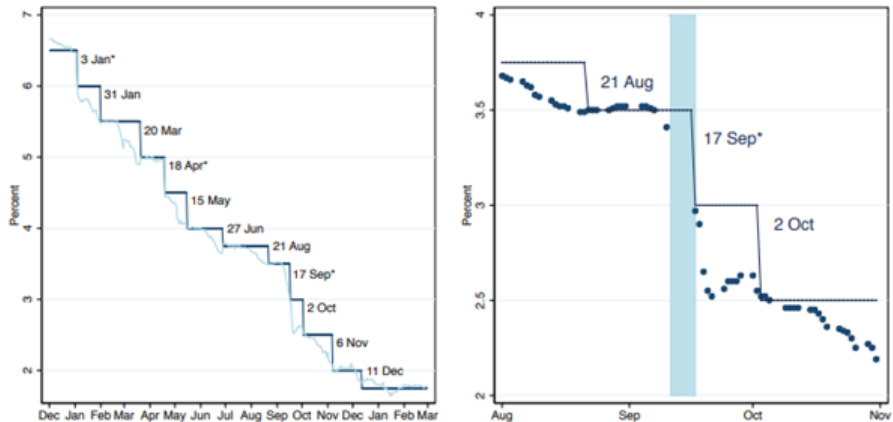
Identificación mediante controles

- Una idea es extraer de la tasa de política monetaria el comportamiento actual y pasado reciente de la actividad económica y la inflación:

$$i_t = \alpha + \phi_y y_t + \phi_\pi \pi_t + [\text{cuatro rezagos de } i_t, y_t, \pi_t] + \epsilon_t$$

- Se supone que ϵ_t captura variación exógena de política monetaria
- ¿Qué puede salir mal?

¿Fue el 9/11 un choque monetario?



Dark line: Fed funds target. Light line/dots: 1-month eurodollar rate. * indicates unscheduled meeting.
Sample period: Dec 2000 - Feb 2002. Source: Nakamura and Steinsson (2018)

¿Fue el 9/11 un choque monetario?

- Según la estrategia empírica discutida anteriormente: ¡Sí!?!
 - Aún no había sucedido nada en los controles de la regresión.
 - La disminución en las tasas no puede ser explicada, por lo tanto, es un shock exógeno.
- En realidad: ¡Obviamente no!
 - El ataque terrorista y la tensión geopolítica afectó la proyección de crecimiento de la producción e inflación que usa la Fed.
 - Aunque el pasado reciente es el mismo, el futuro no. Y eso incide en la toma de decisiones.
 - El modelo empírico no controla por **choques de información** de la Fed.

Choques monetarios—Romer y Romer (2004)

- Es imposible controlar individualmente todo en el conjunto de información de la Reserva Federal.
- Enfoque alternativo:
 - Controlar las propias proyecciones de la Reserva Federal (pronósticos de Greenbook).
- Intuición:
 - La endogeneidad de la política monetaria proviene de una única cosa: lo que la Reserva Federal piensa que sucederá en la economía.
 - Controlar esto es suficiente.

Choques monetarios—Romer y Romer (2004)

$$\begin{aligned}\Delta ff_m &= \alpha + \beta ffb_m + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \widetilde{\Delta y}_{mi} \\ &+ \sum_{i=-1}^2 \lambda_i \left(\widetilde{\Delta y}_{mi} - \widetilde{\Delta y}_{m-1,i} \right) + \sum_{i=-1}^2 \varphi_i \tilde{\pi}_{mi} \\ &+ \sum_{i=-1}^2 \theta_i (\tilde{\pi}_{mi} - \tilde{\pi}_{m-1,i}) + \rho \tilde{u}_{m0} + \varepsilon_m.\end{aligned}$$

- Δf_m : Cambio en la tasa de fondos federales objetivo planificada en la reunión.
- ffb_m : Nivel antes de la reunión.
- \tilde{y} , $\tilde{\pi}$, \tilde{u} : Pronósticos de producción, inflación y desempleo.
- Se incluyen tanto los pronósticos como el cambio en los pronósticos desde la última reunión.

¿Qué es un choque monetario?

- La Reserva Federal no actúa al azar.
- Cada movimiento en la tasa objetivo de los fondos federales es una respuesta a algún factor.
- Algunos de esos factores afectan directamente la variable de interés (por ejemplo, el producto o la inflación).
- Estas respuestas son **endógenas**.
- Las reacciones a otros factores (tipo de cambio, presiones políticas, etc.), *condicionales a la proyección de producto*, se consideran **choques de política monetaria**.

¿Qué son estos choques?

1. Variación en el procedimiento operativo de la Fed es importante
 - Por ejemplo, énfasis en las cantidades monetarias en 1979-1982
2. Variación en las creencias de los formuladores de políticas sobre el funcionamiento de la economía
 - A principios de la década de 1970, la Fed creía que la inflación tenía una respuesta muy limitada a la holgura económica (Romer y Romer 2002)
3. Variación en las preferencias/objetivos de los formuladores de políticas
 - Por ejemplo, aversión a la inflación que varía con el tiempo
4. Influencias políticas
 - Por ejemplo, Arthur Burns implementó una política expansiva en 1977 para ser reconfirmado en el cargo
5. Búsqueda de otros objetivos
 - En algunos momentos, la Fed se preocupa por el tipo de cambio.

Choques monetarios—Romer y Romer (2004)

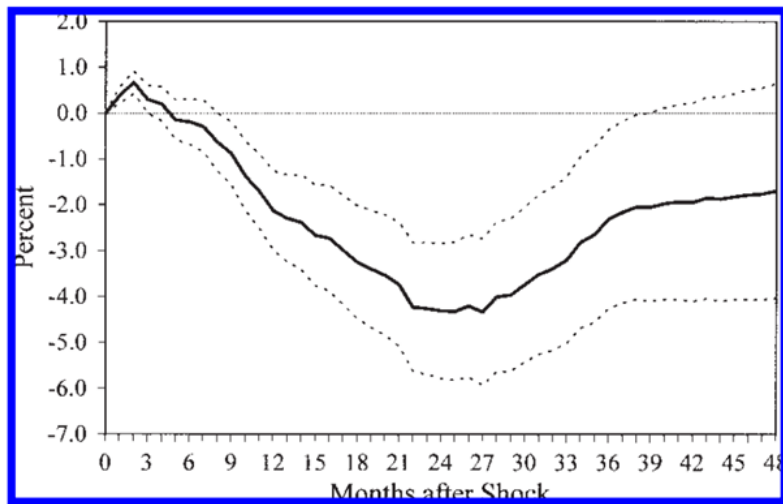


FIGURE 2. THE EFFECT OF MONETARY POLICY ON OUTPUT

Choques monetarios—Romer y Romer (2004)

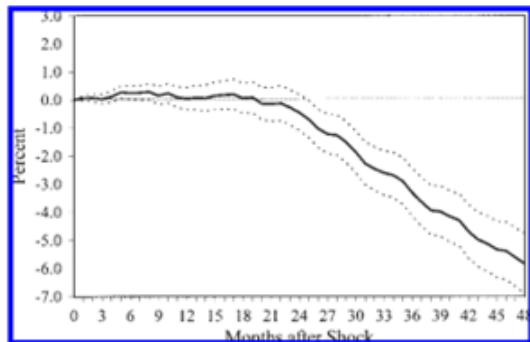


FIGURE 4. THE EFFECT OF MONETARY POLICY ON THE PRICE LEVEL

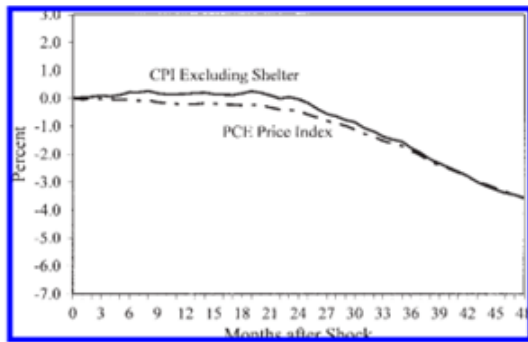


FIGURE 5. THE EFFECT OF MONETARY POLICY USING ALTERNATIVE MEASURES OF THE PRICE LEVEL

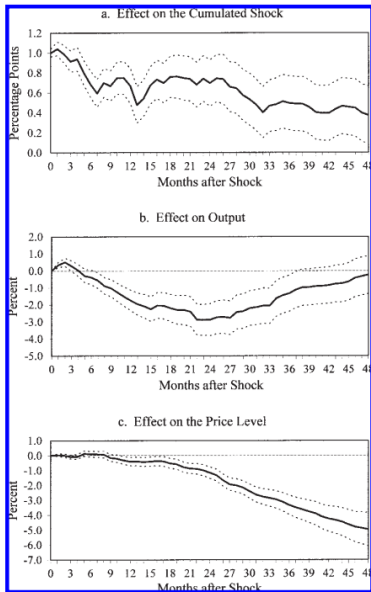


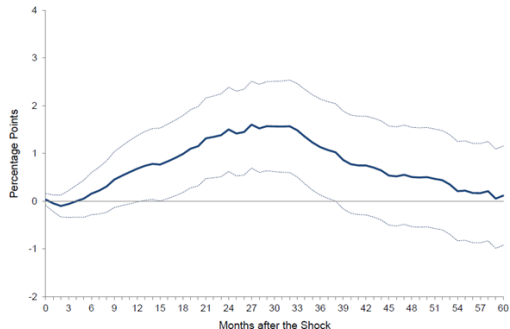
FIGURE 9. THE EFFECT OF MONETARY POLICY IN A VAR
USING THE NEW MEASURE OF MONETARY POLICY SHOCKS

TABLE 2—MONETARY POLICY SHOCKS, 1946–2016

<u>New Dates</u>	<u>Original Dates</u>
Oct. 1947 (–)	Oct. 1947 (–)
Aug. 1955 (–)	Sept. 1955 (–)
Sept. 1958 (–)	
Dec. 1968 (–)	Dec. 1968 (–)
Jan. 1972 (+)	
Apr. 1974 (–)	Apr. 1974 (–)
Aug. 1978 (–)	Aug. 1978 (–)
Oct. 1979 (–)	Oct. 1979 (–)
May 1981 (–)	
Dec. 1988 (–)	Dec. 1988 (–)

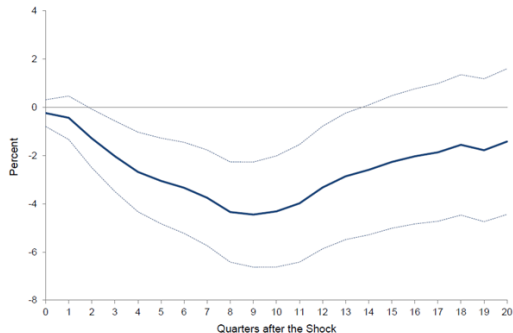
Contractionary shocks are denoted (–) and expansionary shocks are denoted (+). In setting our original dates, we did not have a classification for expansionary shocks.

FIGURE 1. RESPONSE OF THE UNEMPLOYMENT RATE TO A MONETARY POLICY SHOCK



Notes: The figure shows the results of estimating equation (1) for horizons 0 to 60. The dependent variable is the unemployment rate. The dotted lines show the two-standard-error confidence bands. The new shock series is given in Table 2. See text for details of the estimation and the data appendix for the sources of the unemployment series.

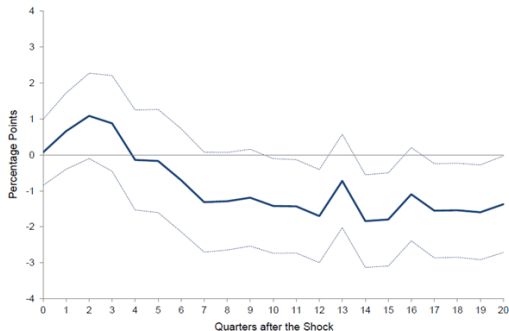
FIGURE 3. RESPONSE OF REAL GDP TO A MONETARY POLICY SHOCK



Notes: The figure shows the results of estimating equation (1) for horizons 0 to 20. The dependent variable is the log of real GDP. The dotted lines show the two-standard-error confidence bands. The new shock series is given in Table 2. See text for details of the estimation and the data appendix for the sources of the real GDP series.

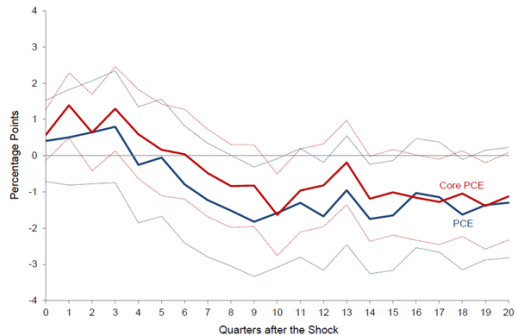
Fuente: Romer y Romer (2023)

FIGURE 5. RESPONSE OF GDP PRICE INDEX INFLATION TO A MONETARY POLICY SHOCK



Notes: The figure shows the results of estimating equation (1) for horizons 0 to 20. The dependent variable is the inflation rate measured using the GDP price index. The dotted lines show the two-standard-error confidence bands. The new shock series is given in Table 2. See text for details of the estimation and the data appendix for the sources of the GDP price index series.

FIGURE 7. RESPONSE OF PCE AND CORE PCE INFLATION TO A MONETARY POLICY SHOCK



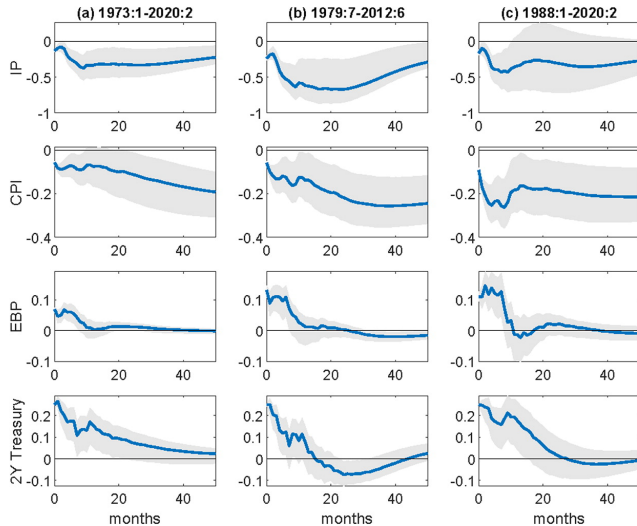
Notes: The figure shows the results of estimating equation (1) for horizons 0 to 20. The dependent variable is the inflation rate measured using the PCE price index and the core PCE price index. The dotted lines show the two-standard-error confidence bands. The new shock series is given in Table 2. See text for details of the estimation and the data appendix for the sources of the PCE and core PCE price index series.

Fuente: Romer y Romer (2023)

Sorpresas monetarias

- Cambios **exógenos** en las tasas de interés dentro de ventanas muy estrechas alrededor de los anuncios de política monetaria del *Federal Open Market Committee* (FOMC).
- Un promedio ponderado (el primer componente principal) de los cambios de 30 minutos en las tasas de futuros del mercado monetario alrededor de los anuncios del FOMC.
- Estas tasas corresponden a contratos de futuros del mercado monetario que cubren los próximos cuatro trimestres, por lo que las sorpresas reflejan principalmente cambios en las expectativas sobre la trayectoria futura de la tasa de interés de corto plazo durante el siguiente año.
- La idea básica es que estas sorpresas ortogonalizadas están “depuradas” de la variación predecible y, por tanto, son mejores medidas de la nueva información sobre política monetaria transmitida por el anuncio.

Sorpresas monetarias



¿Son los micro precios rígidos (sticky)?

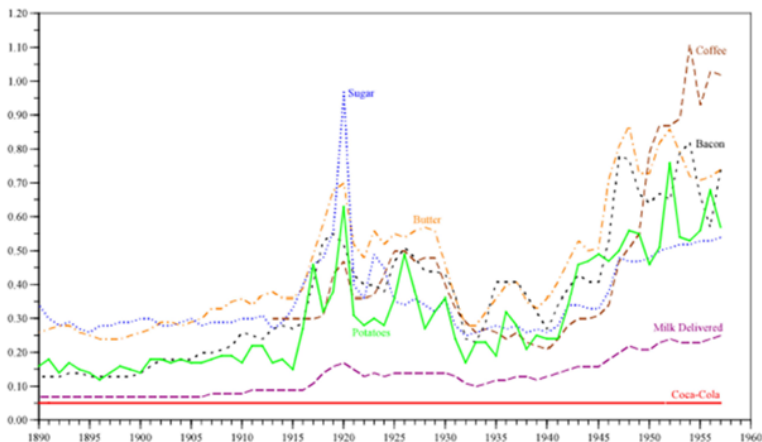


FIG. 1. Retail Price of 6 1/2 oz Coca-Cola vs Retail Prices of Other Foodstuff, 1890-1957

Source: *Historical Statistics of the United States: Colonial Times to 1970, 1989 Edition.*

Units: Coca-Cola (\$/6.5oz), Milk Delivered (\$/Qt), Coffee (\$/Lb), Butter (\$/Lb), Sugar (\$/Lb), Bacon (\$/Lb), and Potatoes (\$/10 Lb).

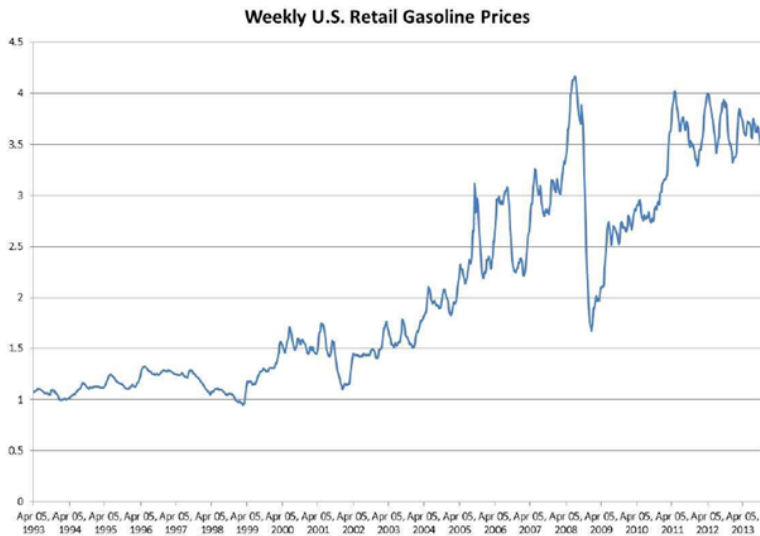
Algunos precios han cambiado poco históricamente

Table 1
Magazine price changes, 1953–1979.^a

	Number of magazines changing price	Current inflation	Average number of years since last change	Average fixed price change	Average inflation since last change
1953	1	0.2	6.0	14.3	15.7
1954	2	2.2	7.0	27.0	17.9
1955	4	2.8	6.5	21.9	16.4
1956	8	3.8	6.4	31.5	18.3
1957	12	2.3	8.3	22.9	22.6
1958	4	1.0	9.8	20.2	23.1
1959	2	2.4	3.0	22.5	5.7
1960	1	1.1	14.0	18.2	37.1
1961	3	0.4	3.3	26.1	4.3
1962	5	1.9	9.0	29.1	17.8
1963	12	1.2	8.0	22.7	14.3
1964	7	0.9	6.0	16.4	10.2
1965	5	1.7	7.4	26.4	10.8
1966	9	4.0	5.2	17.5	10.8
1967	11	2.8	4.6	28.2	9.8
1968	8	4.3	6.9	29.0	18.3
1969	9	4.9	5.8	21.7	17.2
1970	8	5.0	7.5	25.5	23.6
1971	4	3.4	6.3	28.0	22.2
1972	4	2.9	5.3	22.6	19.4
1973	8	5.2	5.9	27.3	22.9
1974	19	11.9	4.8	29.4	28.0
1975	11	7.5	3.6	25.2	24.3
1976	17	4.8	2.9	24.9	18.0
1977	13	5.4	3.5	26.3	20.3
1978	12	8.1	1.8	24.5	12.7
1979	12	8.1	3.1	19.1	22.2

^aCalculations using newsstand prices of magazines which changed price from first issue of year to first issue of following year. The magazines used are listed in the appendix. Inflation computations use the deflator for gross domestic non-farm product, excluding housing services. All changes are measured as percentages.

Otros precios se ajustan con alta frecuencia



Mucha de la variación a alta frecuencia en precios por “ofertas”

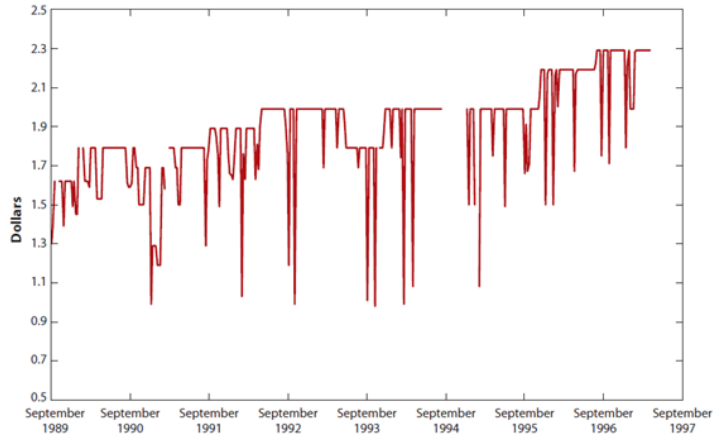


Figure 2

Price series of Nabisco Premium Saltines (16 oz) at a Dominick's Finer Foods store in Chicago.

Los “descuentos” o “sales” parecen cualitativamente importantes

Table 1 Frequency of price change in consumer prices

	Median		Mean	
	Frequency (% per month)	Implied duration (months)	Frequency (% per month)	Implied duration (months)
Nakamura & Steinsson (2008)				
Regular prices (excluding substitutions 1988–1997)	11.9	7.9	18.9	10.8
Regular prices (excluding substitutions 1998–2005)	9.9	9.6	21.5	11.7
Regular prices (including substitutions 1988–1997)	13.0	7.2	20.7	9.0
Regular prices (including substitutions 1998–2005)	11.8	8.0	23.1	9.3
Posted prices (including substitutions 1998–2005)	20.5	4.4	27.7	7.7
Klenow & Kryvtsov (2008)				
Regular prices (including substitutions 1988–2005)	13.9	7.2	29.9	8.6
Posted prices (including substitutions 1988–2005)	27.3	3.7	36.2	6.8

All frequencies are reported in percent per month. Implied durations are reported in months. These statistics are based on US Bureau of Labor Statistics (BLS) Consumer Price Index (CPI) micro data from 1988 to 2005. Regular prices exclude sales using a sales flag in the BLS data. Excluding substitutions denotes that substitutions are not counted as price changes. Including substitutions denotes that substitutions are counted as price changes. For the statistics from Nakamura & Steinsson (2008), we take the case referred to as “estimate frequency of price change during stockouts and sales.” Posted prices are the raw prices in the BLS data including sales. The median frequency denotes the weighted median frequency of price change. It is calculated by first calculating the mean frequency of price change for each entry-level item (ELI) in the BLS data and then taking a weighted median across the ELIs using CPI expenditure weights. The within-ELI mean is weighted in the case of Klenow & Kryvtsov (2008) but not Nakamura & Steinsson (2008). The median implied duration is equal to $-1/\ln(1 - f)$, where f is the median frequency of price change. The mean frequency denotes the weighted mean frequency of price change. The mean implied duration is calculated by first calculating the implied duration for each ELI as $-1/\ln(1 - f)$, where f is the frequency of price change for a particular ELI, and then taking a weighted mean across the ELIs using CPI expenditure weights.

Pero las ofertas no son como cambios de precios regulares

Table 2 Transience of temporary sales

	Fraction return after one-period sales	Frequency of regular price change	Frequency of price change during one-period sales	Average duration of sales
Processed food	78.5	10.5	11.4	2.0
Unprocessed food	60.0	25.0	22.5	1.8
Household furnishings	78.2	6.0	11.6	2.3
Apparel	86.3	3.6	7.1	2.1

The sample period is 1998–2005. The first data column gives the median fraction of prices that return to their original level after one-period sales. The second is the median frequency of price changes excluding sales. The third lists the median monthly frequency of regular price change during sales that past one month. The monthly frequency is calculated as $1 - (1 - f)^{0.5}$, where f is the fraction of prices that return to their original levels after one-period sales. The fourth data column gives the weighted average duration of sale periods in months. Data taken from Nakamura & Steinsson (2008).

- Whereas regular price changes are in most cases highly persistent, sales are highly transient
- firms are not reoptimizing their prices based on all available new information when sales end

Modelos de “ofertas”

- Kehoe y Midrigan (2010): cambios regulares de precios están sujetos a un “costo de menú”, mientras que las “ofertas” son disminuciones transitorias de precios con un menor costo de menú. Si bien las ventas son muy comunes en el modelo, contribuyen poco a la dinámica del nivel de precios.
- Guimaraes y Sheedy (AER 2011): modelan las “ofertas” como un mecanismo para discriminar entre consumidores con elasticidad baja y alta. Las ventas son sustitutos estratégicos, por lo que las ventas se promedian entre las empresas y tienen poco efecto en los precios agregados.
- Coibion, Gorodnichenko and Hong (2015): las “ofertas” son muy acíclicas o, muy levemente procíclicas. Entonces no se usan como una fuerza para bajar precios en recesiones.

Distribución en la frecuencia de precios regulares

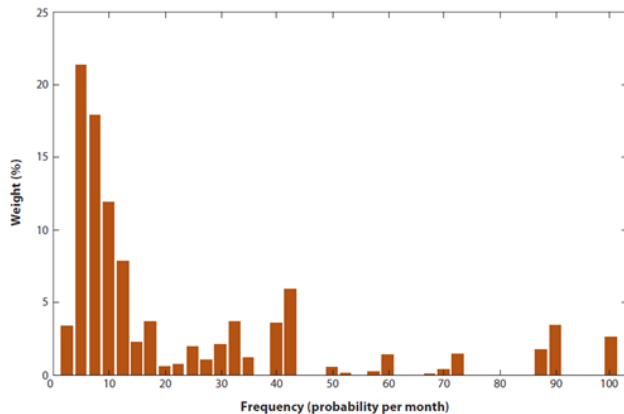
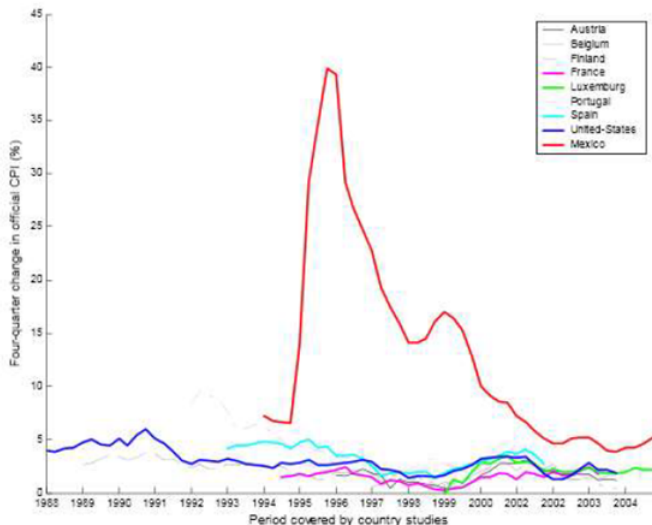


Figure 3

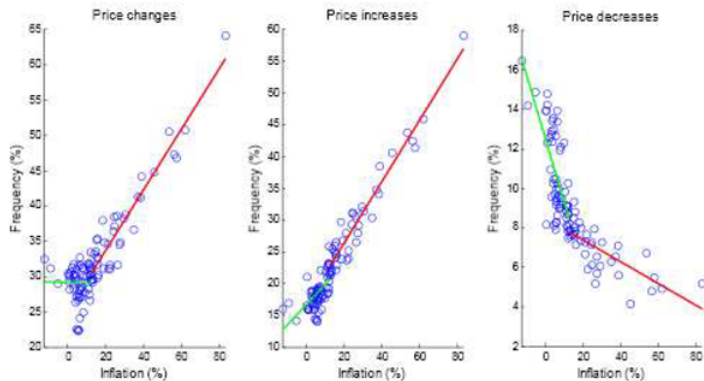
The expenditure weighted distribution of the frequency of regular price change (percent per month) across product categories (entry-level items) in the US Consumer Price Index (CPI) for the period 1998–2005. Data taken from Nakamura & Steinsson (2008).

Frecuencia de ajuste en precios y condiciones económicas

Figure 1: Inflation and time coverage of U.S., Euro-area and Mexican CPI studies

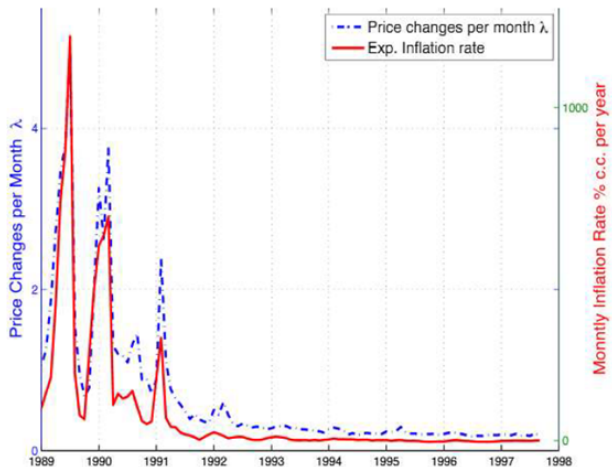


Frecuencia de ajuste en precios y condiciones económicas



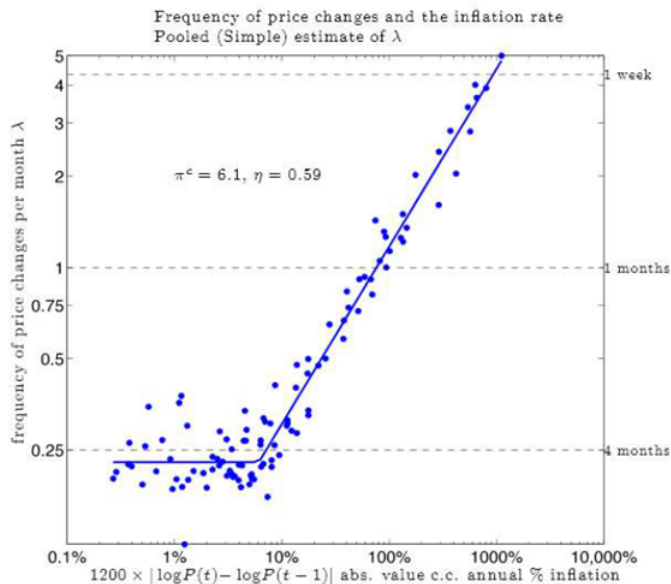
Frecuencia de ajuste en precios y condiciones económicas

Alvarez et al. (2013): Argentina



Note: Simple estimator of λ , $\hat{\lambda} = -\log(1 - f_t)$, where f_t is the fraction of outlets that changed price in period t . λ is estimated separately for homogeneous goods (bi-weekly sample) and for differentiated goods (monthly sample). Homogenous goods frequencies are converted to monthly by adding the bi-weekly ones for each month pair. The aggregate number is obtained by averaging with the respective expenditure shares in the Argentine CPI. Inflation is the average of the log-

Frecuencia de ajuste en precios y condiciones económicas



Frecuencia de ajuste en precios con bajas inflaciones

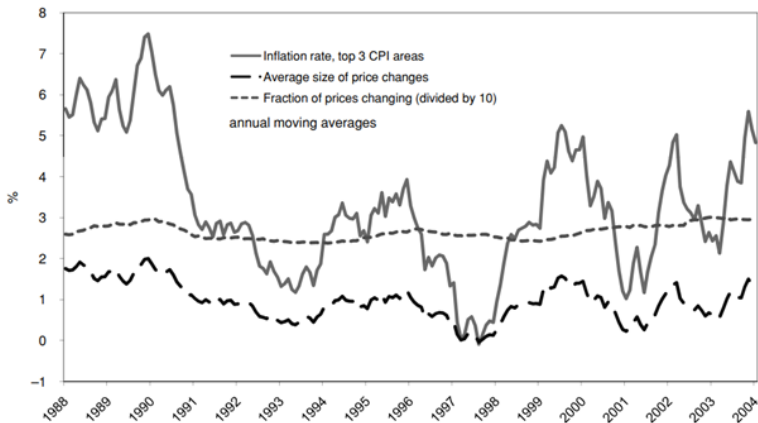


FIGURE IX
Extensive and Intensive Margins of Inflation

Poca variación en la fracción de precios que cambian en US (Klenow y Kryvtsov 2008)

Resumen

- Existen una amplia variedad de formas de probar la neutralidad monetaria.
- La mayoría de los métodos rechazan la hipótesis nula de que el dinero es neutral. Los shocks de política monetaria "contractivos" parecen ser efectivamente contractivos.
- El nivel de precios parece responder muy lentamente a los shocks, es decir, parecen ser pegajosos.
- Por lo tanto, gran parte de la literatura sobre modelos que pueden explicar la no neutralidad monetaria se centra en las rigideces de precios como el mecanismo que genera la no neutralidad.
- Sin embargo, también puede ser el caso de que la rigidez en los precios sea un síntoma, en lugar de una causa, de las no neutralidades.