Trasparenza economica e povertà *

HELDER FERREIRA DE MENDONÇA e JOSÉ SIMÃO FILHO

1. Introduzione

La fine del XX secolo è stata caratterizzata dall'impegno, da parte di numerosi paesi, nel tentativo di sradicare la povertà. Lo stesso periodo è stato contraddistinto dal successo nel raggiungimento della stabilità dei prezzi, grazie alle nuove tecniche adottate dalle banche centrali nella gestione della politica monetaria. Attualmente molte banche centrali hanno adottato politiche di controllo dell'inflazione (inflation targeting) come nuova stella polare della politica economica (nominal anchor). Secondo tale strategia, il tasso d'interesse costituisce lo strumento principale a disposizione delle banche centrali nella gestione della politica monetaria.

Nella maggior parte dei casi, le banche centrali determinano il tasso di interesse sulla base dell'allontanamento dell'inflazione attesa dal suo valore obiettivo. Di conseguenza, a un aumento del tasso d'interesse è associato un processo deflazionistico nel sistema economico.¹ Diviene pertanto necessario disporre di uno strumento in grado di migliorare la responsabilità (*accountability*) della banca centrale nel perseguire gli obiettivi e, quindi, in grado di contribuire alla riduzione del tasso d'interesse. In questa analisi diventa dunque rilevante la trasparenza.

 $[\]square$ Universidade Federal Fluminense, Faculdade de Economia, Rio de Janeiro (Brasile); e-mail: helderfm@hotmail.com; jsimao@powerline.com.br.

^{*} Gli autori sono grati a due anonimi *referees* per i loro utili commenti. Le opinioni espresse in questo articolo sono solo degli autori e non delle istituzioni di appartenenza.

¹ Per un'analisi dell'*inflation targeting* che considera la relazione tra inflazione, disoccupazione, tasso di interesse e crescita economica in 14 paesi che adottano esplicitamente tale strategia si veda de Mendonça (2007).

La trasparenza della banca centrale costituisce uno strumento importante nella riduzione della povertà, perché accresce l'insieme informativo a disposizione del pubblico e riduce l'asimmetria informativa, contribuendo quindi a ridurre l'incertezza e a evitare un comportamento discrezionale da parte delle autorità monetarie. Inoltre, secondo Svensson (1999) l'aumento della trasparenza della banca centrale favorisce la convergenza tra inflazione attesa e inflazione obiettivo (secondo la curva di Phillips con il prodotto come obiettivo), e in tal modo genera credibilità e migliora il controllo dell'inflazione.

Secondo Blinder (2000) le banche centrali, nella pratica corrente, nel prendere decisioni in materia di politica monetaria tengono conto dei costi sociali. La ragione è che l'inflazione erode il potere d'acquisto di soggetti economici che non possono essere tutelati dagli effetti dell'imposta da inflazione. Inoltre, l'utilizzo di tassi d'interesse elevati a fini antinflazionistici implica un vincolo creditizio che a sua volta impedisce agli agenti economici di stabilizzare il proprio consumo, riducendo in tal modo il livello del benessere sociale.

Le tre variabili citate (inflazione, disoccupazione e tasso di interesse) rappresentano determinanti della povertà, e di conseguenza non si possono trascurare i possibili effetti al riguardo causati dall'atteggiamento della banca centrale nella gestione della politica monetaria.

Il presente articolo propone un modello teorico e una verifica empirica che mostrano come un aumento nella trasparenza della banca centrale contribuisca a ridurre la povertà. Il resto dell'articolo è organizzato come segue. La sezione seguente presenta un modello teorico che dimostra l'influenza della trasparenza della banca centrale sulla povertà, la terza sezione presenta l'evidenza empirica a conferma della visione teorica, l'ultima sezione illustra le conclusioni del lavoro.

2. Le fondamenta teoriche

A causa del ritardo insito nel meccanismo di trasmissione della politica monetaria, le decisioni che riguardano la definizione del tasso d'interesse hanno effetti sull'attività reale solo dopo qualche tempo. Per tale ragione, le spiegazioni basate sulle aspettative degli avvenimenti futuri contribuiscono ad aumentare la comprensione del pub-

blico sul comportamento della banca centrale, e questo a sua volta rafforza la credibilità dell'*inflation targeting*. Pertanto, un vantaggio della trasparenza economica è che essa accresce la capacità della banca centrale di influenzare le aspettative d'inflazione, favorendo in tal modo una riduzione dell'imposta da inflazione. Poiché quest'ultima condiziona in larga misura il potere d'acquisto delle famiglie povere, la sua diminuzione riduce sia i livelli di povertà sia la disuguaglianza.

In un sistema di *inflation targeting*, quando l'inflazione prevista è maggiore di quella obiettivo, la banca centrale aumenta il tasso d'interesse allo scopo di favorire la convergenza tra tali variabili. Ne risultano quindi influenzate le aspettative sul futuro tasso d'interesse di breve periodo, e ciò a sua volta provoca variazioni nel tasso d'interesse futuro. Quest'ultimo è importante per il sistema economico, in quanto incide sul livello di attività economica attraverso l'effetto esercitato sulle decisioni del pubblico relative ai propri piani di consumo (si vedano Bernanke 2004 e Woodford 2005).

Un fattore che, sia pure indirettamente, influenza le condizioni di vita dei cittadini è rappresentato dalla responsabilità della banca centrale. Ci si aspetta che una banca centrale responsabile realizzi i propri obiettivi prestabiliti e non ceda alla pressione di influenti gruppi economici interessati a favorire l'espansione della produzione. La giustificazione di ciò risiede nel fatto che gli shock di natura politica costringono la banca centrale a tradire l'impegno nei confronti del pubblico per andare incontro a un gruppo ristretto di individui che controlla la maggior parte della ricchezza nazionale. Ne deriva quindi un aumento negli indici di disuguaglianza e, se consideriamo valida la scomposizione di Ravallion (1992), la conseguenza ultima è un aumento della povertà.

2.1. Il modello

Sulla base del lavoro di Cooley e Hansen (1991), è possibile formulare un'analisi dinamica del tasso d'interesse che considera l'effetto provocato da una variazione dei prezzi e dalla decisione relativa al consumo dei beni a pagamento immediato ($cash\ goods$) e dei beni acquistati a credito ($credit\ goods$), indicata dal rapporto $\alpha/(1-\alpha)$. Pertanto, il problema di ottimizzazione nella funzione di utilità indiretta del

consumatore rappresentativo che opera in un ambiente perfettamente concorrenziale dà luogo alla seguente equazione:

$$\mathbf{r}_{t} = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{\mathbf{p}_{t-1}}{\mathbf{p}_{t}}\right) \left(\frac{\mathbf{c}_{2t}}{\mathbf{c}_{1t}}\right) - (1-\mathbf{d}), \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1)$$

dove r è il tasso d'interesse, p è il livello dei prezzi, c_1 è il consumo di beni a pagamento immediato, c_2 è il consumo dei beni acquistati a credito, la quota d di capitale si deprezza dopo ciascun periodo.

Il consumo di beni a pagamento immediato avviene attraverso l'utilizzo di moneta ed è distinto in consumo dei poveri (c_{Ipp}) e consumo dei non-poveri (c_{Inpp}) :

$$c_{1t} = \gamma c_{1nt} + (1 - \gamma) c_{1nnt}, \qquad 0 < \gamma < 1.$$
 (2)

Il modello assume che i cittadini al di sotto della linea della povertà non possano effettuare acquisti attraverso il mercato del credito, e che il consumo dei non-poveri sia pari a quello dei beni acquistati con pagamento immediato (c_{1npt}) e a credito (c_{2npt}) :

$$c_{npt} = (1 - \gamma) c_{1npt} + c_{2npt}.$$
 (3)

È quindi possibile riscrivere l'equazione 2 sulla base della 3, ovvero:

$$c_{1t} = \gamma c_{1pt} + c_{npt} - c_{2npt}.$$
 (4)

In questo modello il reddito (y_t) è pari alla somma del consumo dei beni acquistati con pagamento immediato e a credito e degli investimenti (indicati come formazione del capitale fisso lordo – gfcf, $gross\ fixed\ capital\ formation$) operati dai soggetti economici. Di conseguenza:

$$y_{t} = \gamma c_{1pt} + c_{npt} - c_{2npt} + c_{2npt} + gfcf_{t}$$

$$y_{t} = \gamma c_{1pt} + c_{npt} + gfcf_{t}.$$
(5)

Il fatto che solo i non poveri acquistino beni a credito implica che:

$$c_{2npt} = c_{2t}. (6)$$

Pertanto, sostituendo le equazioni 4 e 6 nell'equazione 1, e sostituendo l'equazione 5 in tale risultato, il rapporto y_t/c_{lvt} è pari a:²

$$\frac{y_{t}}{c_{1pt}} = \frac{\gamma \left[r_{t} + (1-d)\right] \left(\frac{p_{t}}{p_{t-1}}\right)}{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)} - \left(\frac{y_{t}}{gfcf_{t}} + \frac{y_{t}}{c_{1t+1}}\right) \frac{\gamma \left[r_{t} + (1-d)\right] \left(\frac{p_{t}}{p_{t-1}}\right)}{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)} - \frac{\gamma}{(1-\gamma)} \frac{y_{t}}{c_{1npt}}$$
(7)

Un'ipotesi del modello è che le famiglie povere utilizzino tutto il proprio reddito (y_{pt}) nell'acquisto dei beni di cassa (c_{1pt}) , sicché $c_{1pt} = y_{pt}$. Pertanto l'equazione 7 può essere riscritta nel modo seguente:

$$\frac{y_{t}}{y_{lpt}} = \frac{\gamma \left[r_{t} + (1-d)\right] \left(\frac{p_{t}}{p_{t-1}}\right)}{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)} \left[1 - \left(\frac{y_{t}}{gfcf_{t}} + \frac{y_{t}}{c_{1t+1}}\right)\right] - \frac{\gamma}{(1-\gamma)} \frac{y_{t}}{c_{1npt}}.$$
 (8)

Tale espressione mostra che gli aumenti del tasso d'interesse reale e dell'inflazione (p_t/p_{t-1}) provocano una diminuzione della quota del reddito dei poveri nell'intero sistema economico (aumenta la differenza tra y_t e y_{pt}). È importante osservare che, nell'ipotesi che ciascun individuo percepisca lo stesso reddito, y_t rappresenta una distribuzione del reddito perfettamente ugualitaria. In tale ottica, una diminuzione del rapporto y_t/y_{pt} rappresenta una riduzione della disuguaglianza del reddito. D'altro canto, un aumento nel tasso d'inflazione e nel tasso d'interesse reale riduce il consumo dei poveri.

L'influenza della trasparenza della banca centrale sulla disuguaglianza del reddito può essere colta attraverso l'utilizzo di una funzione di perdita della banca centrale nella situazione contingente. In tal caso, la banca centrale (*cb*) pubblica parte delle proprie previsioni sugli shock dal lato dell'offerta e minimizza la funzione di perdita considerando che il pubblico fonda le proprie aspettative d'inflazione anche sulla base di tali previsioni (*e*°). Di conseguenza, il termine relativo al contratto della banca centrale con il pubblico rivela che all'ampliarsi della deviazione dell'inflazione rispetto allo shock osser-

 $^{^{\}rm 2}\,$ La procedura per derivare l'espressione è illustrata in appendice.

vato dal pubblico aumenta anche la perdita di reputazione della banca centrale.

$$L = \frac{1}{2} E_{t}^{cb} \sum_{n=0}^{\infty} \beta^{n} \left[\lambda (x_{1+n} - u_{t+n})^{2} + \pi_{t+n}^{2} + \tau (\pi_{t+n} - e_{t+n}^{0})^{2} \right].$$
 (9)

L'equazione 9 è composta da un fattore che tiene conto dell'obiettivo relativo alla produzione ($\lambda > 0$), da un tasso di sconto intertemporale ($0 < \beta < 1$), dal numero di periodi (n), da un elemento che coglie gli shock di politica economica (u_t), da un contratto incentivante che tiene conto delle sanzioni (τ) in caso di deviazioni dall'inflazione obiettivo, dal tasso d'inflazione (π_t) e dal divario rispetto al prodotto potenziale ($output\ gap,\ x_t$). e⁰ è composto dalla previsione della banca centrale sugli shock dal lato dell'offerta (e^{cb}) e da un errore (w_t), cioè $e^0_t = e^{cb}_t + w_t$. La differenza tra lo shock osservato dal pubblico e quello osservato dalla banca centrale è interpretata come una misura della trasparenza economica.

Oltre all'informazione precedente, si assume che l'inflazione sia data dalla curva di Phillips nuovo-keynesiana:

$$\pi_{t} = \delta x_{t} + \beta E_{t} \pi_{t+1} + e_{t},$$
(10)

dove $E_t\pi_{t+1}$ è l'inflazione futura attesa, β è il fattore di sconto dell'utilità, $\delta > 0$ è la sensibilità dell'inflazione al divario rispetto al prodotto potenziale (*output gap*), e_t è lo shock inflazionistico.

Il problema di ottimizzazione viene risolto trovando il tasso d'inflazione e il divario rispetto al prodotto potenziale che minimizzano la funzione di perdita della banca centrale. I risultati implicano che:³

$$\pi_{t} = \frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} u_{t}^{cb} + \left(1 - \frac{\delta^{2}}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)}\right) e_{t}^{cb} + \frac{\delta^{2}\tau}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} w_{t} (11)$$

$$\pi_{t} = \frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} \Big[u_{t}^{p} - \vartheta_{t} \Big] + \Bigg(1 - \frac{\delta^{2}}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} \Bigg) e_{t}^{cb} + \frac{\delta^{2}\tau}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} w_{t},$$

³ La procedura per derivare tale espressione è illustrata in de Mendonça e Simão Filho (2007). È importante osservare che, sebbene la derivazione delle equazioni 11 e 12 sia la stessa utilizzata dagli autori citati, gli obiettivi sono del tutto differenti. Quell'analisi si concentra sull'effetto causato dalla trasparenza della banca centrale sull'efficacia della politica monetaria.

$$\mathbf{x}_{t} = \frac{\lambda}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} \mathbf{u}_{t} - \frac{\delta}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} \mathbf{e}_{t}^{cb} + \frac{\delta \tau}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} \mathbf{w}_{t}, \quad (12)$$

dove u_t è lo shock politico, u_t^p è lo shock di politica economica previsto dal pubblico, u_t^{cb} è lo shock di politica economica osservato dalla banca centrale e ϑ_t è l'errore di previsione del pubblico in relazione a quello shock. Di conseguenza:

$$u_t^p = u_t^{cb} + \vartheta_t. \tag{13}$$

In assenza di trasparenza sulla politica economica della banca centrale, quando il pubblico prevede shock di politica economica finalizzati a un aumento della produzione, l'equazione 11 si riduce a:

$$\pi_{t} = \frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} u_{t}^{p}.$$
 (14)

Se si tiene conto delle equazioni 11 e 12 nella funzione di perdita, e se si minimizza tale risultato in relazione alla sanzione per le deviazioni dell'inflazione dal livello obiettivo (τ) , allora:

$$\tau = \frac{\left(\lambda + \delta^2\right) \lambda^2 \sigma_{\rm u}^2 + \lambda \delta (1 + \delta) \sigma_{\rm e^{cb}}^2}{\left[\left(\lambda + \delta^2\right)^2 \sigma_{\rm W}^2 - \delta^4 \sigma_{\rm e^{cb}}^2\right]}.$$
 (15)

L'equazione precedente mostra che un aumento nella dispersione del grado di opacità della banca centrale (σ_w^2) comporta una riduzione dell'efficacia del contratto incentivante (τ) ai fini del raggiungimento degli obiettivi della banca. Sostituendo tale risultato nell'equazione 14, l'inflazione che minimizza la funzione di perdita della banca centrale può essere riscritta nel modo seguente:

$$\pi_{t} = \frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2} \left(1 + \frac{\left(\lambda + \delta^{2}\right) \lambda^{2} \sigma_{e^{cb}}^{2} + \lambda \delta (1 + \delta) \sigma_{e^{cb}}^{2}}{\left[\left(\lambda + \delta^{2}\right)^{2} \sigma_{w}^{2} - \delta^{4} \sigma_{e^{cb}}^{2} \right]} \right)} u_{t}^{p}. \tag{16}$$

Nell'intento di fornire una microfondazione alla curva di Phillips nuovo-keynesiana e alla funzione di perdita sociale, è stata formulata una relazione tra il tasso d'interesse e l'aspettativa d'inflazione attraverso una curva IS intertemporale. In tale contesto, il risultato del processo di ottimizzazione da parte dei soggetti economici consente la valutazione dell'impatto della trasparenza economica sul tasso d'interesse.⁴ Pertanto:

$$i_{t} = \Psi E_{t} \begin{cases} \frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} u_{t+1}^{p} - \frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} \vartheta_{t+1} \\ + \left(1 - \frac{\delta^{2}}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)}\right) e_{t+1}^{cb} \\ + \frac{\delta^{2}\tau}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} \zeta_{t+1} \end{cases} + \frac{\psi \rho \delta^{2}\tau}{\lambda + \delta^{2}(1+\tau)} w_{t} - 1. \quad (17)$$

Tale espressione mostra come un aumento della trasparenza economica della banca centrale porti, nel breve periodo, a un tasso d'interesse nominale più basso. D'altro canto, un aumento dell'opacità della banca centrale (w_t) relativamente alla pubblicazione delle previsioni di shock dal lato dell'offerta aumenta il livello del tasso d'interesse. Per semplificare l'equazione 17, si suppone che i soggetti economici siano razionali e si applica un operatore aspettative. Vengono dunque eliminate le parti relative a ϑ_{t+1} , e_{t+1}^{cb} , ζ_{t+1} e, w_t , e l'equazione si riduce a:

$$i_{t} = \Psi E_{t} \left\{ \frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2} (1 + \tau)} u_{t+1}^{p} \right\} - 1.$$
 (18)

Questa equazione è molto importante per il nostro modello, perché la sostituzione della 15 nella 18 e la divisione del risultato per (P_t/P_{t-1}) permettono di verificare l'effetto esercitato dalla trasparenza sul tasso d'interesse reale:

⁴ Tale equazione è ripresa da de Mendonça e Simão Filho (2007). Tuttavia, come nella nota 3, vale l'osservazione che i modelli sono diversi.

$$\frac{i_{t}}{\left(\frac{p_{t}}{p_{t-1}}\right)} = \frac{\psi E_{t} \left\{ \frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2} \left(1 + \frac{\left(\lambda + \delta^{2}\right)\lambda^{2}\sigma_{u}^{2} + \lambda\delta(1 + \delta)\sigma_{e^{cb}}^{2}}{\left[\left(\lambda + \delta^{2}\right)^{2}\sigma_{w}^{2} - \delta^{4}\sigma_{e^{cb}}^{2}\right]}\right)^{u_{t+1}^{p}} - 1}{\left(\frac{p_{t}}{p_{t-1}}\right)}. \quad (19)$$

Se si sostituisce l'equazione 19 nella A.1 (si veda l'appendice) e si inserisce il risultato nell'equazione della disuguaglianza del reddito (equazione 8), si ottiene:

$$\frac{\mathbf{y}_{t}}{\mathbf{y}_{pt}} = \frac{\gamma \left[\frac{\lambda \delta}{\lambda + \delta^{2} \left(1 + \frac{(\lambda + \delta^{2}) \lambda^{2} \sigma_{u}^{2} + \lambda \delta (1 + \delta) \sigma_{e^{cb}}^{2}}{\left[(\lambda + \delta^{2})^{2} \sigma_{w}^{2} - \delta^{4} \sigma_{e^{cb}}^{2} \right]} \right]^{u_{t+1}^{p}} - 1 + (1 - d) \right]}{\left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \right)} \tag{20}$$

$$\left[1 - \left(\frac{\mathbf{y}_{t}}{\mathsf{gfcf}_{t}} + \frac{\mathbf{y}_{t}}{\mathsf{c}_{1t+1}}\right)\right] - \frac{\gamma}{(1 - \gamma)} \frac{\mathbf{y}_{t}}{\mathsf{c}_{1npt}}.$$

Questa espressione rivela alcuni importantissimi effetti esercitati sulla disuguaglianza di reddito da una variazione della trasparenza economica. Si noti che un aumento della trasparenza $(1/\sigma_w^2)$ comporta un aumento di τ , che a sua volta provoca una diminuzione del rapporto y_t/y_{pt} . In altri termini, un aumento della trasparenza economica contribuisce a ridurre la disuguaglianza del reddito. Inoltre, gli shock di natura politica orientati a espandere la produzione (quando la banca centrale non è indipendente) vanno evitati attraverso un aumento della trasparenza della banca centrale stessa. La ragione è che la trasparenza della banca centrale comporta un incremento della sensibilità della credibilità nel raggiungimento dell'inflazione obiettivo (cioè un aumento di τ).

3. Un esercizio empirico

Il modello teorico della sezione precedente mostra che il livello di povertà è influenzato dalla trasparenza della banca centrale. Diviene quindi importante svolgere un'analisi empirica che possa convalidare i risultati ottenuti. Pertanto l'analisi empirica sviluppata in questa sezione prende in considerazione le principali variabili utilizzate nella sezione teorica (inflazione, tasso d'interesse reale e trasparenza economica) per valutarne l'effetto sulla povertà. L'idea è che i paesi con banche centrali più trasparenti registrino un livello di povertà inferiore.

A causa della scarsità d'informazioni sulla percentuale dei poveri in un paese, diviene giustificato il ricorso a un indice di disuguaglianza come variabile dipendente nella stima. Inoltre, secondo la scomposizione di Ravallion (1992), l'influenza sulla povertà viene esercitata attraverso la disuguaglianza del reddito e il reddito medio, che a loro volta consentono l'utilizzo dell'indice di Theil per valutare gli effetti delle pubblicazioni della banca centrale (interpretate come *proxy* della trasparenza) sul livello della povertà.

L'indice di trasparenza utilizzato nella presente analisi si basa sui dati disponibili in Fry et al. (2000). Tale indice valuta le pubblicazioni sulle variabili macroeconomiche e le discussioni sugli errori e sui rischi delle previsioni delle banche centrali. La tabella 1 illustra la composizione dell'indice di trasparenza economica e il relativo punteggio. I diversi punteggi indicano l'importanza attribuita dalle banche centrali alle pubblicazioni sul futuro dell'economia. In tale ottica, la composizione (e il punteggio) dell'indice di trasparenza economica sono dati dai seguenti fattori:

- 1) analisi previsive contenute nei bollettini e discussione degli errori di previsione passati – se la banca centrale effettua l'analisi previsiva più di una volta l'anno il punteggio è pari a 100, se lo fa una volta l'anno il punteggio è 50, se la periodicità non è definita il punteggio è pari a 25, se non vi è alcuna analisi il punteggio è zero.
- 2) Tipologia della pubblicazione e rischi delle previsioni delle banche centrali se le pubblicazioni sono composte da testi, cifre e grafici in quantità adeguata, il punteggio è pari a 100; se le pubblicazioni contengono una quantità limitata di testi, cifre e grafici, il punteggio è 50; se non vi è alcuna specificazione sul tipo di informazio-

ne contenuta nei bollettini, il punteggio è 25; in tutte le altre situazioni il punteggio è zero.

SPIEGAZIONI DELLE PREVISIONI E ANALISI PREVISIVE

TABELLA 1

	Domande	Punteggio
Analisi previsive contenute nei bollettini	Pubblicate più di una volta l'anno	100
	Pubblicate una volta l'anno	50
	Periodicità della pubblicazione non definita	25
	Nessuna pubblicazione	0
Tipologia di pubblicazione	Testi, cifre e grafici	100
	Cifre e grafici	50
	Tipologia non definita	25
	Nessuna pubblicazione	0
Rischi delle previsioni della banca centrale	Testi, cifre e grafici	100
	Cifre e grafici	50
	Tipologia non definita	25
	Nessuna pubblicazione	0
Discussione di errori passati	Pubblicazione regolare	100
	Pubblicazione sporadica	50
	Nessuna pubblicazione	0

L'inflazione utilizzata da Fry et al. (2000) è pari alla media tra il 1997 e il 1998. Inoltre, la nostra analisi empirica considera il tasso d'interesse nominale (interbancario – media tra 1997 e 1998) tratto dalle *International Financial Statistics* (IMF). Come misura della disuguaglianza del reddito è stato utilizzato l'indice di Theil, disponibile nel sito internet sulla disuguaglianza dell'Università del Texas (http://utip.gov.utexas.edu). I dati si riferiscono a un periodo prossimo al 1996 (media dal 1996 al 1998). Quando non vi è informazione disponibile per il periodo, viene utilizzata la più recente. Sulla base di Deininger e Squire (1996), la giustificazione per l'utilizzo di dati relativi a periodi eterogenei è che gli indici di disuguaglianza del reddito mostrano nel tempo una ridotta deviazione standard.

La metodologia applicata alla valutazione degli effetti delle decisioni della banca centrale sulla povertà è stata ottenuta attraverso un'analisi *cross-section* (con il metodo dei minimi quadrati) su variabili

macroeconomiche. Poiché in questo tipo di dati è frequente il problema di una distorsione nelle stime dovuta alla presenza di eteroschedasticità, è stato utilizzato lo stimatore Newey-West (1987) in modo da ottenere risultati affidabili. Inoltre, il numero di paesi considerati nella ricerca dipende dalla disponibilità dei dati riportati nelle fonti citate.

È importante osservare che un aumento del tasso d'inflazione e del tasso d'interesse reale provoca un incremento della disuguaglianza del reddito (si veda l'equazione 10). Inoltre, la trasparenza economica ha un impatto negativo su entrambe le variabili. È quindi necessario svolgere l'analisi empirica in due passaggi. La ragione è che il tasso d'interesse reale e l'inflazione non possono figurare come variabili esplicative a fianco alla trasparenza economica, a causa dell'effetto esercitato da quest'ultima su entrambi. Nell'analisi vengono quindi considerati due modelli (si veda la tabella 2): il primo stima l'effetto esercitato sulla povertà (approssimata attraverso l'indice di Theil) dal tasso d'inflazione (INF), dal tasso d'interesse reale (RIR) e dal tasso di disoccupazione (U). In tale prospettiva, il modello è dato da:

Disuguaglianza =
$$f(RIR, INF, U)$$
. (21)

I segni attesi sono: $\partial f/\partial IRIR>0$; $\partial f/\partial INF>0$; $\partial F/\partial U>0$.

Il secondo modello stima l'effetto sulla povertà dovuto alla trasparenza economica (equazione 20). Viene dunque stimata una regressione che considera la trasparenza economica (*ET*) e il comportamento discrezionale della banca centrale (*DCBB*) come variabili esplicative della disuguaglianza del reddito. Pertanto:

Disuguaglianza =
$$f(ET, DCBB)$$
. (22)

I segni attesi sono: $\partial f/\partial ET<0$; $\partial f/\partial DCBB>0$.

I risultati di entrambi i modelli (si veda la tabella 2) indicano che nella stima della disuguaglianza del reddito le statistiche t di tutte le variabili inserite nell'analisi (trasformate in logaritmi naturali) sono significative. L'importanza congiunta di tutte le variabili (misurata dalla statistica F) e la variazione nella disuguaglianza del reddito (misurata dall'R² corretto) sono statisticamente significative. Inoltre, i segni ottenuti dalle stime sono quelli attesi. Il coefficiente del tasso d'interesse reale (pari a 0,3071) indica che un aumento di questa variabile contribuisce ad accrescere la disuguaglianza del reddito. Lo

stesso vale quando si considerano gli effetti dell'inflazione (che ha coefficiente pari a 0,3925) e della disoccupazione (coefficiente 0,4406, si veda il modello 1). È importante sottolineare il significativo contributo fornito da un aumento della trasparenza economica alla riduzione della disuguaglianza del reddito (il coefficiente è -0,6748). D'altro canto, si è osservato che un aumento della discrezionalità della banca centrale (che ha un coefficiente pari a 0,2324) contribuisce ad accrescere la sperequazione del reddito.

Sebbene i risultati della precedente stima confermino la validità delle conclusioni del modello teorico, è necessario effettuare una verifica più robusta. A tale proposito è stata introdotta nel modello una variabile esplicativa che rappresenta variabili istituzionali. L'idea è di verificare se l'inserimento di tali variabili indebolisca la significatività statistica della trasparenza economica, rivelando in tal modo che una variabile omessa altera il risultato del modello. Se è così, l'interpretazione è che l'importanza della trasparenza della banca centrale relativa all'indice di Theil è sovrastimata. Di conseguenza non è possibile affermare alcunché circa l'effetto esercitato dalla trasparenza economica, dal momento che il valore di tale variabile può essere determinato da variabili istituzionali.

STIME CON I MINIMI QUADRATI

TABELLA 2

Variabile dipendente: indice di Theil					
Modello	Coefficienti stimati (t-Statistics – Newey-West)	Oss.	F-Statistics	Adj. R²	
1	-4,9943 + 0,3925 INF + 0,3071 RIR + 0,4406 U (-9,0366)* (3,1573)* (1,8260)*** (2,0553)**	45	7,2093*	0,30	
2	-4,3693 - 0,6748 ET + 0,2324 DCBB (-13,3880)* (-2,8660)* (2,2007)**	61	4,5219**	0,11	
3	-4,1769 - 0,6992 ET + 0,3071 DCBB - 0,0448 CBA (-3,4511)*(-2,8907)* (1,9852)*** (-0,1738)	60	2,9956**	0,09	

Nota: significatività all'1 (*), 5 (**) e 10 (***) percento.

La *proxy* scelta per rappresentare le variabili istituzionali è la responsabilità della banca centrale (*CBA*).⁵ A seguito dell'inserimento di tale variabile nel modello, è stata effettuata una nuova stima con il metodo dei minimi quadrati (si veda il modello 3, tabella 2). Il risul-

⁵ Tale *proxy* è tratta da Fry *et al.* (2000) e la loro struttura è affine a quella utilizzata per l'elaborazione dell'indice di trasparenza economica.

tato mostra che la significatività statistica della trasparenza economica resta invariata e il valore del coefficiente è leggermente diverso rispetto a quello del modello 2. Inoltre, la responsabilità della banca centrale non è statisticamente significativa.

4. Conclusioni

Il modello teorico dimostra l'esistenza di una relazione positiva tra la povertà e gli shock di politica economica provocati da gruppi economici influenti. Tali shock vengono neutralizzati da un contratto incentivante che contempla una sanzione per la banca centrale ogni volta che essa devii dall'obiettivo di inflazione. Tale contratto, stabilito per legge, rivela al pubblico a quale sanzione la banca centrale è soggetta. Di conseguenza, la trasparenza della banca centrale aumenta la responsabilità dell'autorità monetaria nel perseguire l'obiettivo in termini di inflazione.

L'evidenza empirica mostra che un aumento dell'inflazione e dei tassi d'interesse reali provoca un aumento dell'indice di Theil. D'altro canto, la trasparenza economica ricopre un ruolo di rilievo nella riduzione della disuguaglianza del reddito e dunque, attraverso la scomposizione di Ravallion (1992), contribuisce a un'effettiva diminuzione della povertà. È quindi dimostrato che più è trasparente la banca centrale, meno iniqua e impoverita è la nazione.

APPENDICE

Questa appendice illustra come è stata ricavata l'equazione relativa al rapporto y_t/c_{tot} . Sostituendo le equazioni:

$$c_{1t} = \gamma c_{1pt} + c_{npt} - c_{2npt} \quad e \tag{4}$$

$$c_{2npt} = c_{2t} \quad \text{in} \tag{6}$$

$$r_{t} = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{p_{t-1}}{p_{t}}\right) \left(\frac{c_{2t}}{c_{1t}}\right) - (1-d), \text{ si ottiene}$$
 (1)

$$\begin{split} r_{t} &= \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{p_{t-1}}{p_{t}}\right) \left(\frac{c_{npt} - (1-\gamma)c_{1npt}}{\gamma c_{1pt} + (1-\gamma)c_{1npt}}\right) - (1-d), \\ r_{t} &+ (1-d) = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{p_{t-1}}{p_{t}}\right) \left(\frac{c_{npt} - (1-\gamma)c_{1npt}}{\gamma c_{1pt} + (1-\gamma)c_{1npt}}\right) \\ &= \frac{[rt + (1-d)]}{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{p_{t-1}}{p_{t}}\right)} [\gamma c_{1pt} + (1-\gamma)c_{1npt}] = c_{npt} - (1-\gamma)c_{1npt} \\ &[\gamma c_{1pt}] &= \frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{p_{t-1}}{p_{t}}\right)}{[r_{t} + (1-d)]} [c_{npt} - (1-\gamma)c_{1npt}] - (1-\gamma)c_{1npt} \\ &c_{1pt} &= \frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{p_{t-1}}{p_{t}}\right)}{\gamma [r_{t} + (1-d)]} [c_{npt} - (1-\gamma)c_{1npt}] - \frac{(1-\gamma)c_{1npt}}{\gamma} \\ &c_{1pt} &= \frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)}{\gamma [r_{t} + (1-d)]} (A.1) \end{split}$$

Sostituendo l'equazione:

$$y_t = \gamma c_{1pt} + c_{npt} - c_{2npt} + c_{2npt} + gfcf_t$$
 (5)

nella A.1, si ha

$$c_{1pt} = \frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)}{\gamma [r_t + (1-d)] \left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)} \left(y_t - gfcf_t - c_{1t+1}\right) - \frac{(1-\gamma)c_{1npt}}{\gamma}. \quad (A.2)$$

Dividendo entrambi i lati dell'equazione per y_n si ottiene infine:

$$\frac{c_{1pt}}{y_t} = \frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)}{\gamma \left[r_t + (1-d)\right] \left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)} - \left(\frac{gfcf_t}{y_t} + \frac{c_{1t+1}}{y_t}\right) \frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)}{\gamma \left[r_t + (1-d)\right] \left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)} - \frac{(1-\gamma)}{\gamma} \frac{c_{1npt}}{y_t}$$

$$\frac{y_{t}}{c_{1pt}} = \frac{\gamma \left[r_{t} + (1-d)\right] \left(\frac{p_{t}}{p_{t-1}}\right)}{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)} - \left(\frac{y_{t}}{gfcf_{t}} + \frac{y_{t}}{c_{1t+1}}\right) \frac{\gamma \left[r_{t} + (1-d)\right] \left(\frac{p_{t}}{p_{t-1}}\right)}{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)} - \frac{\gamma}{(1-\gamma)} \frac{y_{t}}{c_{1npt}}.$$
(7)

BIBLIOGRAFIA

- Bernanke, B.S. (2004), "The logic of monetary policy", contributo presentato al National Economists Club, Federal Reserve Board, 2 dicembre, Washington.
- BLINDER, A. (2000), Central Banking in Theory and Practice, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Cooley, T.F. e G.D. Hansen (1991), "The welfare costs of moderate inflations", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23, no. 3, pp. 483-503.
- DE MENDONÇA, H.F. (2007), "Empirical evidence from fourteen countries with explicit inflation targeting", *Applied Economics Letters*, forthcoming.
- DE MENDONÇA, H.F. e J. SIMÃO FILHO (2007), "Economic transparency and effectiveness of monetary policy", *Journal of Economic Studies*, forthcoming.
- Deininger, K. e L. Squire (1996), "Measuring income and inequality: a new database", Development Discussion Papers, no. 537, Harvard University College.
- Fry, M., D. Julius, L. Mahadeva, S. Roger e G. Sterne (2000), "Key issues in the choice of monetary policy framework", in L. Mahadeva e G. Sterne eds, *Monetary Policy Frameworks in a Global Context*, Routledge, London, pp. 1-216.
- Newey, W.K. e K.D. West (1987), "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, vol. 55, no. 3, pp. 703-08.
- RAVALLION, M. (1992), "Poverty comparisons: a guide to concepts and methods", LSMS Working Paper, no. 88, World Bank.
- Svensson, L.E.O. (1999), "Monetary policy issues for the Eurosystem", *NBER Working Paper*, no. 7177, June.
- Woodford, M. (2005), "Central bank communication and policy effectiveness", Working Paper, no. 118989; http://www.nber.org/papers/w11898.