

## POSSIBILI EFFETTI COLLATERALI DELLA DISINFLAZIONE

### Debiti, redistribuzione e rallentamento della crescita in Italia

di *Emiliano Brancaccio*<sup>\*</sup> e *Daniela Marconi*<sup>\*\*</sup>

#### 1. Introduzione

Nel 1997 l'economia italiana ha fatto registrare, per la prima volta da oltre un trentennio, un tasso d'inflazione inferiore al 2%. L'evento è stato accolto dai responsabili della politica economica e dall'opinione pubblica come il prodotto di una virtuosa opera di stabilizzazione macroeconomica, ritenuta condizione imprescindibile per l'ingresso immediato dell'Italia nell'Unione Monetaria Europea e per una prospettiva di crescita equilibrata e duratura. Tuttavia, l'abbattimento dell'inflazione è stato ottenuto con politiche economiche fortemente restrittive, che hanno negativamente inciso sulla dinamica del prodotto e dell'occupazione. Ecco perché la disinflazione è stata generalmente interpretata quale *premio per un sacrificio collettivo*<sup>1</sup>.

Le ragioni per condividere un simile punto di vista sono, senza dubbio, numerose e significative. Eppure, come cercheremo di mostrare, è possibile valutare il processo disinflazionistico in termini del tutto diversi. Recuperando un'idea autorevole<sup>2</sup> sebbene attualmente minoritaria, si può infatti affermare che se la disinflazione non è perfettamente prevista nei contratti di prestito il suo verificarsi genera ex-post tassi d'interesse reali elevati, da cui scaturiscono effetti redistributivi favorevoli ai creditori e a danno dei debitori. Se inoltre si ritiene, per varie ragioni, che siano i debitori a trainare la crescita, è allora possibile affermare che questa verrà ridimensionata dal suddetto fenomeno redistributivo. In sostanza, nel presente lavoro tenteremo di interpretare la di-

<sup>\*</sup> Università degli Studi di Napoli "Federico II". Indirizzo per la corrispondenza: P.tta A. Falcone 1, 80127 Napoli (Italy), tel. 081-7130939, cell. 339-3887692. Email: emilbra@tin.it.

<sup>\*\*</sup> Duke University (Durham, NC - USA). Email: dm10@duke.edu.

<sup>1</sup> Su tutti, cfr. Ciampi (1998, p. 3 e ss.).

<sup>2</sup> Fisher (1933), Keynes (1923). Più di recente, Tobin (1980), Fitoussi (1995).

sinflazione non come un premio, bensì come una delle possibili *cause di un sacrificio collettivo*, la scarsa crescita degli ultimi anni<sup>3</sup>.

L'articolo è organizzato come segue. Ci soffermeremo innanzitutto sull'equazione di Fisher (la più nota relazione teorica tra tasso d'interesse e tasso d'inflazione), basata sull'ipotesi di perfetta previsione dell'inflazione da parte degli agenti (par. 2). Sottoporremo quindi a verifica tale ipotesi: mediante una stima econometrica basata su un VAR cointegrato, rileveremo che il tasso d'inflazione registrato in Italia tra il 1980 e il 1998 è scarsamente correlato nel breve periodo all'andamento del tasso d'interesse nominale a breve termine, e che le due variabili presentano un trend stocastico comune di lungo periodo dove è il tasso d'inflazione piuttosto che il tasso d'interesse ad adeguarsi agli scostamenti (par. 3). Interpretaremo tali risultati in base all'ipotesi di esistenza di errori di previsione e di ritardi di introiezione dell'inflazione da parte degli agenti, che sosterremo rinviando non solo a noti modelli di comportamento e aspettative razionali, ma anche riproponendo con Fitoussi (1995) un'ipotesi di illusione monetaria tra alcuni degli operatori che concorrono alla formazione dei tassi di mercato. Avvalendoci di alcuni fondamentali contributi di Fisher (1933) e Tobin (1980) sul tema, passeremo poi ad indagare sui possibili effetti redistributivi favorevoli ai creditori derivanti da errori e ritardi nella percezione della disinflazione; proveremo inoltre ad abbozzare una quantificazione di tali effetti, e a valutarne il possibile impatto sull'economia italiana negli anni '80 e '90 (par. 4). Infine, proporremo alcune spiegazioni teoriche del perché una distribuzione favorevole ai creditori possa rappresentare un ostacolo alla crescita economica (par. 5). Riguardo all'incapacità del tasso d'interesse di introiettare l'andamento dell'inflazione, dalla stima econometrica del par. 3 faremo derivare risultati in parte inediti rispetto ad alcuni contributi precedenti rinvenibili in letteratura. Inoltre, nel par. 5 proporremo una semplice modifica a un recente modello di Kyotaki e Moore (1997) al fine di mostrare che persi-

<sup>3</sup> L'idea è minoritaria per varie ragioni. Innanzitutto perché di norma gli elevati tassi d'interesse reali rilevati in Italia e in Europa negli ultimi anni non sono stati spiegati con la disinflazione ma con le persistenti politiche monetarie restrittive praticate dalle banche centrali, e in particolare con la risposta della Bundesbank all'unificazione tedesca (cfr. ad esempio Modigliani, 1998). In secondo luogo l'idea è inusuale perché gli elevati interessi reali e la scarsa crescita sono in genere collegati per il tradizionale tramite dell'efficienza marginale del capitale e dell'effetto di disincentivo sugli investimenti; in questa sede, invece, faremo riferimento a tassi d'interesse reali che, misurati ex-post, rispecchieranno prioritariamente un effetto di redistribuzione della ricchezza tra creditori e debitori, e solo attraverso tale effetto verranno connessi a un rallentamento degli investimenti e della crescita. Più in generale, poi, è bene ricordare che le spiegazioni della scarsa crescita in Italia più comunemente avanzate e dibattute in sede politica fanno riferimento non tanto agli elevati interessi reali quanto piuttosto alla rigidità del mercato del lavoro o all'insostenibilità delle spese di welfare. Cfr. i vari rapporti OECD e IMF, anni 1992-1998.

no in un contesto di ottimizzazione dinamica è possibile derivare dei nessi teorici tra redistribuzione favorevole ai creditori e rallentamento della crescita.

## 2. L'equazione di Fisher

Nei suoi contributi del 1896, 1925 e 1930, Irving Fisher si dedicò all'esame della relazione esistente tra il tasso d'interesse e il tasso d'inflazione, sintetizzata in una nota equazione in base alla quale il tasso d'interesse reale ( $r$ ) è definito come differenza tra il tasso d'interesse monetario di mercato ( $i_b$ ) e il tasso d'inflazione ( $\pi$ ). Tale equazione può essere letta in termini meramente definitivi, nel qual caso essa si riferisce semplicemente alla possibilità di sottrarre, alla scadenza di un debito, il tasso d'inflazione realizzato al tasso d'interesse pattuito, in modo da determinare il tasso d'interesse reale conseguito ex-post (ovvero al netto dell'inflazione). Alternativamente, l'equazione può essere considerata come la rappresentazione sintetica di un modello di comportamento degli agenti e di funzionamento dei mercati. Sostituendo il tasso d'interesse reale ex-post con il tasso ex-ante, considerando quest'ultimo dato esogenamente da "produttività e parsimonia"<sup>4</sup>, e sostituendo il tasso d'inflazione effettivo con il tasso atteso alla scadenza del debito posto in essere ( $\pi^e$ ), Fisher ripropose l'equazione in termini diversi<sup>5</sup>, sintetizzabili tramite la seguente formulazione:  $i_b = r + \pi^e$ . In tal caso la relazione rispecchia esclusivamente l'intento degli agenti economici di introiettare l'inflazione attesa al momento della stipula dei contratti di debito. In questa sede, si badi, accetteremo l'ipo-

<sup>4</sup> In questa sede non discuteremo le determinanti del tasso d'interesse reale. È bene tuttavia ricordare che, come il dibattito sulla teoria del capitale ha ampiamente chiarito, l'idea che il tasso d'interesse possa scaturire in modo univoco da produttività e parsimonia (ovvero dai postulati primitivi di un modello neoclassico attinenti alla tecnologia e alle preferenze) ha senso esclusivamente nel contesto di un modello a un solo bene oppure nell'ambito di un modello multisettoriale di equilibrio intertemporale soggetto a varie condizioni restrittive. Per un approfondimento sulla teoria neoclassica del capitale e della distribuzione, cfr. tra gli altri Bliss (1975). Sul dibattito relativo alla teoria del capitale, cfr. Kurz e Salvadori (1995), cap. 14.

<sup>5</sup> Cfr. ad es. Fisher (1925). È bene precisare che la distinzione tra interesse monetario e reale operata da Fisher (volta semplicemente a misurare il tasso d'interesse al netto dell'inflazione attesa) non va confusa con la medesima distinzione effettuata nell'ambito del dibattito keynesiano sulla natura dell'interesse, ovvero sulla individuazione delle sue *determinanti*, monetarie oppure reali (cfr. Patinkin, 1965, cap. XV). A tal proposito si noti come, a causa dell'ipotesi di elasticità unitaria delle aspettative sui prezzi adottata dagli economisti della sintesi neoclassica (cfr. Patinkin, 1965, p. 200, Modigliani, 1963, p. 8), questi non abbiano mai avuto la necessità di menzionare l'equazione di Fisher nelle loro analisi sulle determinanti dell'interesse. La ragione è che da quella ipotesi "ingenua" scaturiscono sempre attese di inflazione nulla, il che significa che gli operatori non si pongono il problema di distinguere tra interesse monetario (detto anche interesse nominale) e interesse reale nel senso di Fisher.

tesi di indipendenza del tasso d'interesse reale ex-ante dal tasso d'inflazione, senza porci il problema di valutarne la plausibilità<sup>6</sup>. Concentreremo invece l'attenzione su cosa si intende per tasso d'inflazione atteso. A tal proposito Fisher si limitava ad assumere un metodo di formazione delle aspettative di tipo adattivo, inevitabilmente caratterizzato da errori sistematici, sui quali oltretutto egli basò la propria interpretazione del ciclo<sup>7</sup>. Ciò nonostante, in letteratura si è spesso definito “effetto Fisher” quel fenomeno in base al quale l'equazione di Fisher sarebbe caratterizzata da una situazione equivalente a quella di previsione perfetta, data l'ipotesi che all'atto della stipula dei contratti di debito gli agenti non compiano errori sistematici sull'inflazione futura e quindi sul tasso d'interesse reale<sup>8</sup>. Come vedremo nel prossimo paragrafo, però, le verifiche econometriche non sembrano offrire elementi a sostegno di una simile ipotesi.

### 3. Inflazione e tassi d'interesse in Italia: una stima econometrica

In misura più o meno marcata, le verifiche empiriche della equazione di Fisher presenti finora in letteratura hanno in generale smentito l'idea di previsioni sistematicamente corrette dell'inflazione da parte degli agenti economi-

<sup>6</sup> L'indipendenza del tasso d'interesse reale ex-ante dal tasso d'inflazione (ovvero prescindendo dal problema della conferma delle aspettative) risale alla tradizionale scissione neoclassica tra parte reale e parte monetaria del modello rappresentativo dell'economia, per il cui sviluppo moderno Fisher fornì peraltro decisivi contributi (es. Fisher, 1911). Tale scissione venne in seguito superata attraverso un'integrazione, ad opera di Patinkin (1965), fra la teoria monetaria e la teoria del valore, ma i risultati in termini di indipendenza del tasso d'interesse reale dai fenomeni monetari (e quindi dall'inflazione) non mutarono. Coloro i quali affermano l'indipendenza del tasso d'interesse reale dall'inflazione (attesa o meno che sia), mirano in genere a dimostrare che quest'ultima non solo non determina modificazioni della struttura di portafoglio tali da incidere sui prezzi relativi delle attività (e quindi sui connessi rendimenti), ma al contrario provvede, nel caso di variazioni esogene della moneta, al ripristino dell'equilibrio (illuminante è in tal senso Tobin, 1969, par. 5-6). Se ciò non dovesse essere (cfr. ad es. Tobin, 1964), l'indipendenza del tasso reale dall'inflazione sarebbe pregiudicata, e con essa anche l'equazione di Fisher. In ogni caso, ripetiamo, in questa sede non intendiamo soffermarci sull'ipotesi di indipendenza del tasso reale. Per un approfondimento sulle teorie dell'interesse, rinviamo a Patinkin (1972); cfr. anche Jossa (1986).

<sup>7</sup> Fisher (1925).

<sup>8</sup> Mishkin (1991), Romer (1996, p. 394). Per una definizione opposta di effetto Fisher, proposta da Tobin (1980), cfr. in seguito, par. 5. Come è ben noto, per derivare un risultato di perfetta previsione non è sufficiente avanzare l'ipotesi di aspettative razionali. I modelli che generano risultati equivalenti a quelli di perfetta previsione sono cioè caratterizzati da assunzioni ancor più restrittive, quali l'equilibrio continuo su tutti i mercati e la completezza e simmetria dell'informazione. Cfr. ad es. Tobin (1980).

ci<sup>9</sup>. Pur mantenendosi in parte conforme ai risultati precedenti<sup>10</sup>, la nostra stima econometrica amplia l'analisi ponendo l'accento sul ruolo assunto da ciascuna delle due variabili considerate nell'aggiustamento verso la relazione di equilibrio di lungo periodo, nonché esplicitando la loro interazione dinamica. Come vedremo, il confronto tra i risultati ottenuti e quelli che ci si sarebbe dovuti attendere in base alla logica sottostante l'equazione di Fisher, risulta essere molto informativo circa la capacità o meno del tasso d'interesse nominale ( $i_b$ ) di introiettare le aspettative d'inflazione  $\pi^e$ .

L'ipotesi sottostante l'equazione di Fisher è che i movimenti del tasso d'interesse forniscono informazioni sulle aspettative d'inflazione. Il tasso d'interesse nominale, infatti, incorporerebbe un premio per l'inflazione attesa. Formalmente:

$$(1) i_{bt} = r_t + \pi_{t+1}^e.$$

Sotto l'ipotesi di aspettative razionali, gli operatori saranno in grado di effettuare una previsione in media corretta per cui

$$(2) \pi_{t+1}^e = \pi_{t+1} + e_{t+1},$$

dove  $\pi_{t+1}$  è il tasso d'inflazione effettivo registrato ex-post ed  $e_{t+1}$  rappresenta l'errore di previsione generato da un processo stocastico che viene in genere definito un rumore bianco<sup>11</sup>. L'ulteriore ipotesi è che il tasso d'interesse reale sia anch'esso un rumore bianco, intorno ad un valore medio costante.

Se il tasso d'interesse ed il tasso d'inflazione sono variabili non stazionarie le cui serie storiche possono essere descritte da un processo a radice unitaria, allora l'equazione di Fisher risulterà verificata nel caso in cui si osservi un trend stocastico comune tra le due variabili. In altri termini, l'accettazione dell'equazione di Fisher esige che le due variabili risultino cointegrate<sup>12</sup>. Dovremmo pertanto verificare che una relazione di questo genere

$$(3) i_{bt} - \pi_{t+1} = v_t$$

<sup>9</sup> Tra gli altri, cfr. Mishkin (1983, 1991), Evans e Lewis (1992), Summers (1983, 1993). Sul tema, cfr. anche Ciocca e Nardozi (1993).

<sup>10</sup> Cfr. Mishkin (1991).

<sup>11</sup> Viene definito rumore bianco un processo stocastico a media nulla, non autocorrelato e con varianza costante.

<sup>12</sup> Sulla definizione del concetto di cointegrazione cfr. Engle e Granger (1986).

valga con  $v_t$  variabile stazionaria. È in questo senso che, statisticamente, il tasso d'interesse nominale e il tasso d'inflazione atteso dovrebbero mostrare un comovimento di lungo periodo. Questo comovimento descriverebbe una relazione di equilibrio di lungo periodo, espressa dall'equazione di Fisher, verso la quale le due variabili dovrebbero tendere a riportarsi in caso di scostamento. Da tale tendenza emergerebbe la stazionarietà (vale a dire la non sistematicità) dell'errore  $v_t$ .

Nell'analizzare empiricamente l'equazione di Fisher ci poniamo i seguenti due quesiti: 1) qual è la miglior proxy dell'inflazione attesa: l'inflazione corrente o l'inflazione futura effettiva? 2) quali sono le caratteristiche salienti della relazione tra tasso d'interesse e inflazione attesa nel breve e nel lungo periodo? Secondo la teoria fisheriana i movimenti del tasso d'inflazione dovrebbero essere "anticipati" dall'andamento del tasso d'interesse nominale. In linea teorica dovremmo pertanto attenderci un'esogeneità debole del tasso d'interesse nominale rispetto al tasso d'inflazione. Il che significa che, a fronte di scostamenti da una eventuale relazione di equilibrio di lungo periodo, dovremmo rilevare una maggiore reattività del tasso d'interesse nominale a convergere nuovamente verso quella relazione.

La strategia adottata in questa sede per stimare l'equazione di Fisher è quella del VAR (Vector Autoregression) cointegrato. Le variabili di riferimento sono il tasso d'inflazione ( $\pi$ )<sup>13</sup> e il tasso d'interesse nominale a breve termine ( $i_b$ )<sup>14</sup>. I dati, trimestrali, sono riferiti all'Italia e vanno dal 1980 : 1 al 1998 : 4. Il primo risultato del nostro esercizio è consistito nel rilevare che se il tasso d'inflazione scelto per l'analisi è quello effettivo futuro allora la relazione di cointegrazione stimata, rivelando una relazione inversa tra le due variabili, non risulta concorde con la teoria fisheriana<sup>15</sup>. Un'alternativa consiste allora nell'utilizzare l'inflazione corrente quale proxy dell'inflazione attesa. Questa opzione può esser giustificata in base alla seguente ipotesi di aspettative razionali. Supponiamo che gli agenti dispongano di un set informativo tale per cui tutto ciò che possono osservare correttamente sono gli andamenti passati e correnti del tasso d'inflazione. Supponiamo inoltre che il processo stocastico che meglio descrive l'andamento temporale di questa variabile sia quello di una *passeggiata aleatoria* del tipo:

<sup>13</sup> Il tasso d'inflazione è calcolato su base annuale ed è costruito sull'indice dei prezzi al consumo. Cfr. IFS (1999), supporto CD-ROM.

<sup>14</sup>  $i_b$  è il prime-rate rilevato dall'ABI "per i crediti in bianco utilizzati in conto corrente", con una scadenza media intorno ai 12 mesi. Cfr. Supplemento al bollettino Statistico della Banca d'Italia su CD-ROM. Risultati molto simili sono stati ottenuti utilizzando il "Money market rate".

<sup>15</sup> Abbiamo ritrovato cioè quello che in letteratura viene definito come "Fisher Puzzle".

$$(4) \pi_{t+1} = \pi_t + \eta_{t+1}$$

Sotto tali condizioni si è autorizzati ad utilizzare l'inflazione corrente come miglior previsore dell'inflazione futura. Queste ipotesi non risultano respinte dai dati, sia perché effettivamente l'andamento temporale del tasso d'inflazione sembra ben spiegato dal processo descritto dalla (4)<sup>16</sup>, sia perché tasso d'inflazione corrente e tasso d'interesse nominale risultano cointegrati e positivamente correlati, come descritto dall'equazione di Fisher.

Qui di seguito riportiamo i risultati della stima più significativi ai fini della nostra analisi<sup>17</sup>. Una volta verificato l'ordine d'integrazione delle variabili, che risulta essere pari ad uno, e imponendo 2 ritardi<sup>18</sup>, abbiamo verificato la cointegrazione attraverso il trace test di Johansen (1991), riportato nella tabella sottostante. Il test rivela la presenza di un rango di cointegrazione, cioè l'esistenza di una relazione di lungo periodo tra le due variabili.

Tab. 1 – Risultati dei test di cointegrazione

H0	H1 $\lambda$ -trace	v.c 5% $\lambda$ -trace	Statistiche $\lambda$ -trace
$r=0$	$r \geq 1$	25.32	25.87
$r \leq 1$	$r=1$	12.25	7.90

L'identificazione di questa relazione<sup>19</sup>, ottenuta normalizzando rispetto a  $i_b$ , dà luogo alla seguente equazione:

$$(5) \quad i_{bt} = -0.07 t + 0.475 \pi_t$$

(0.0065)      (0.03)

dove in parentesi è riportato l'errore standard. La (5) ci dice che il tasso d'interesse nominale è positivamente correlato al tasso d'inflazione: a fronte di una variazione di un punto percentuale del tasso d'inflazione, il tasso d'interesse varia nella stessa direzione di 0.4 punti percentuali.

Per poter analizzare l'ipotesi di esogeneità descritta all'inizio di questo paragrafo possiamo analizzare la significatività del termine error-correction. Il VAR cointegrato, infatti, può essere riscritto come un Vector Error Correction

<sup>16</sup> I risultati sono disponibili presso gli autori a richiesta.

<sup>17</sup> Maggiori dettagli sui test effettuati sono disponibili su richiesta presso gli autori.

<sup>18</sup> La scelta è stata fatta sia sulla base di un test LR, sia sulla base dell'ispezione grafica dei residui, che mostra la sostanziale eliminazione dell'autocorrelazione.

Model (VECM) dove è possibile analizzare il contributo dei termini di lungo e di breve periodo alle variazioni delle due variabili in esame. Nel nostro caso avremo:

$$(6) \begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ \Delta i_{bt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.03 \\ -0.3^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0.475^* & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ i_{bt-1} \end{bmatrix} + \dots$$

Dove i coefficienti denotati da un asterisco si intendono significativi al livello del 5%. La (6) evidenzia in che modo  $\pi$  e  $i_b$  variano rispetto a scostamenti dall'equilibrio di lungo periodo, costituito dal prodotto del vettore di cointegrazione, vettore riga al membro di destra, per il vettore delle variabili (in livelli) al periodo precedente. La velocità di aggiustamento è data dai coefficienti che appaiono nel primo vettore colonna al membro di destra.

Analizzando la significatività dei coefficienti di aggiustamento, rileviamo che  $\pi$  reagisce pochissimo agli scostamenti dalla relazione di equilibrio di lungo periodo (il parametro, oltre ad essere molto piccolo, non è statisticamente significativo). Al contrario, la velocità di aggiustamento di  $i_b$  è molto più elevata e significativa. Anche il segno del coefficiente risulta corretto. A fronte di uno scostamento positivo rispetto alla relazione di equilibrio di lungo periodo,  $i_{bt}$  tende a diminuire per ripristinare l'equilibrio. Possiamo quindi concludere che  $\pi$  è debolmente esogena rispetto a  $i_b$ . In altre parole, il tasso d'inflazione si muove in maniera sostanzialmente indipendente dal tasso d'interesse nominale sul quale, invece, grava il peso dell'aggiustamento verso l'equilibrio.

L'ultimo passo della nostra analisi riguarda lo studio degli effetti dinamici prodotti da shock strutturali sulle due variabili considerate. Le tecniche utilizzate sono quelle delle funzioni di risposta ad impulso e della scomposizione della varianza, che si ricavano dalla identificazione delle relazioni contemporanee tra le variabili attraverso l'analisi del VAR strutturale<sup>20</sup>. La fattorizzazione scelta per identificarlo è quella di Choleski, da cui discende la scelta di ordinare le variabili dalla più esogena ( $\pi$ ) alla più endogena ( $i_b$ ). Delle funzioni di risposta ad impulso riportiamo i grafici più significativi: la risposta di  $p$  ad uno shock di  $i_b$  (fig. 1) e la risposta di  $i_b$  ad uno shock di  $\pi$  (fig. 2).

<sup>20</sup> Per un accenno al VAR strutturale si veda l'appendice. Per un approfondimento cfr. Amisano e Giannini (1997).



Fig. 1

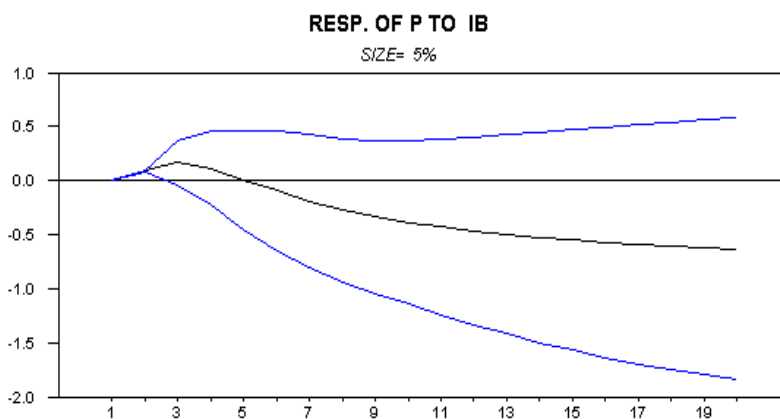
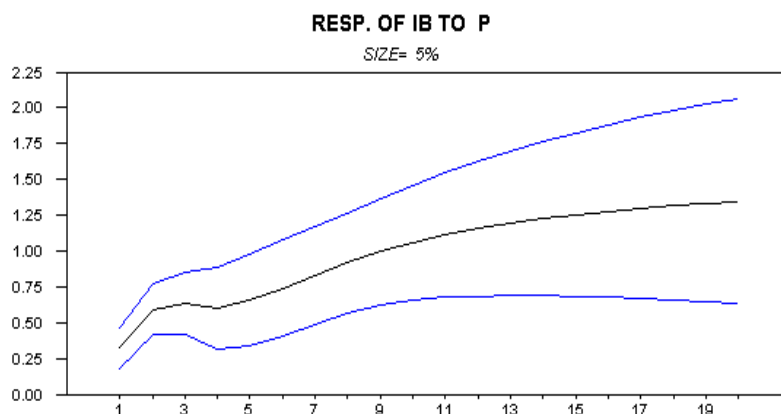


Fig. 2



Si noti la sostanziale differenza. Mentre la risposta di  $\pi$  a  $i_b$  non è significativamente diversa da zero, la risposta di  $i_b$  a  $\pi$  è sempre positiva e significativamente diversa da zero<sup>21</sup>. Conclusioni analoghe sono state ricavate dalla scomposizione della varianza, la quale ci dice quanto della varianza di una variabile è spiegato da shock contemporanei dell'altra: i risultati ripropongono la medesima interazione tra le variabili, mostrando che mentre la varianza del

<sup>21</sup> La funzione è disegnata all'interno di due bande che ne descrivono la significatività al livello del 5%. Se all'interno delle bande c'è lo zero, possiamo concludere che la risposta non è statisticamente diversa da zero, al livello di significatività del 5%.

tasso d'inflazione non risulta spiegata da shock contemporanei sul tasso d'interesse, la varianza del tasso d'interesse è invece spiegata con un peso crescente nel tempo da shock contemporanei sul tasso d'inflazione. È bene infine precisare che, anche invertendo l'ordine delle variabili, si ottiene la medesima relazione dinamica tra di esse.

Possiamo quindi concludere che, in accordo con l'equazione di Fisher, una relazione di lungo periodo tra le due variabili risulta chiaramente evidenziata dai dati. Al tempo stesso, però, l'interazione dinamica tra le variabili sembrerebbe invertire i nessi causali propri delle interpretazioni dell'equazione di Fisher basate sull'assenza di errori sistematici di previsione da parte degli agenti. Il tasso d'interesse nominale, infatti, non tende ad anticipare il tasso d'inflazione ma si adegua ad esso, ed è proprio questo continuo adeguamento che genera il legame di lungo periodo descritto dalla relazione di cointegrazione. Se questo risultato è valido, si potrebbe interpretarlo in base all'idea che il tasso d'interesse a breve non tende né ad anticipare l'inflazione futura né ad introiettare l'inflazione corrente, se non con ritardi significativi<sup>22</sup>.

#### **4. Errori sull'andamento dell'inflazione ed effetti redistributivi**

L'interpretazione data alla nostra verifica, secondo la quale il tasso d'interesse a breve non tenderebbe né ad anticipare l'inflazione futura né ad introiettare l'inflazione corrente (se non con ritardi significativi), trova in letteratura numerosi sostegni teorici: ci riferiamo ai problemi di incompletezza dell'informazione sui prezzi, alle difficoltà di previsione delle intenzioni delle autorità connesse al grado di credibilità dei loro annunci, o alle analisi sugli

<sup>22</sup> Il risultato può essere ragionevolmente esteso al tasso d'interesse a lungo termine. Infatti, come abbiamo affermato all'inizio del par. 3, per poter inferire le aspettative d'inflazione dall'analisi econometrica abbiamo dovuto considerare il tasso d'interesse a breve e non quello a lungo termine. Ma in presenza di mercati perfetti e sotto l'ipotesi di assenza di rischio (oppure di aspettative razionali), la condizione di non arbitraggio esige che il tasso d'interesse nominale su un titolo a lunga scadenza sia dato dalla media dei tassi d'interesse nominali a breve attesi nel corso della vita di quel titolo. In presenza di rischio, invece, il tasso a lunga e la media dei tassi a breve potranno differire di un termine talvolta definito premio di liquidità (cfr. Shiller, 1990). Ciò che conta però è che comunque il tasso a lunga è considerato una funzione dei tassi a breve attesi. Ora, poiché i tassi a breve sono a loro volta determinati dall'inflazione attesa di periodo in periodo, è chiaro che tutti gli eventuali errori di previsione sull'inflazione verranno a trovarsi anche nella determinazione del tasso a lunga. Inoltre, considerato che il tasso a lungo termine viene fissato sulla base di aspettative riferite a tassi d'interesse a breve (ovvero a tassi d'inflazione) lontani nel tempo, è ragionevole credere che nella determinazione dello stesso gli errori previsionali sull'inflazione siano ancor più marcati rispetto alla determinazione dei tassi a breve.

errori nelle attese derivanti dalla molteplicità degli equilibri e dei relativi sentieri di convergenza<sup>23</sup>.

Il tratto comune dei contributi citati verte sull'intento di far emergere gli errori di previsione e di introiezione dell'inflazione da modelli razionali di comportamento e di formazione delle aspettative; modelli cioè in cui decisioni e previsioni vengono tutte determinate in base a un processo di ottimizzazione, vincolato dal contesto nel quale gli agenti si trovano ad operare. La stima econometrica, tuttavia, risulta compatibile anche con interpretazioni non in linea con la letteratura dominante. Ad esempio, seguendo Fitoussi (1995), si potrebbe recuperare la vecchia ipotesi di illusione monetaria<sup>24</sup>, in base alla quale una parte non trascurabile degli operatori che concorrono a formare i tassi di mercato tarderebbe a contemplare le variazioni dell'inflazione all'atto della stipula dei contratti di debito. Tale scelta interpretativa potrebbe scaturire da una particolare concezione dell'eterogeneità degli agenti<sup>25</sup>, in base alla quale alcuni di essi non risulteranno semplicemente vincolati da informazioni limitate, ma sembrano operare in base a modelli rappresentativi della realtà così rudimentali da risultare, in certi casi, del tutto fuorvianti<sup>26</sup>.

<sup>23</sup> Tra gli altri, cfr. Lucas (1972, 1973), Frydman e Phelps (1983), Hahn (1982), Pesaran (1987), Radner (1987), Blinder e Esaki (1978), Hibbs (1994). Per l'Italia, cfr. Visco (1998), in cui si sostiene che in seguito all'uscita della lira dallo SME nel settembre 1992, gli operatori avrebbero mutato le loro attese circa la credibilità degli obiettivi disinflazionistici della Banca d'Italia e del governo. Tale mutamento, seguito dal sostanziale rispetto del programma di stabilizzazione da parte delle autorità, spiegherebbe l'esistenza di un errore nelle aspettative d'inflazione, e del conseguente elevato livello ex-post dei tassi d'interesse reali.

<sup>24</sup> Sulle conseguenze della compatibilità dei risultati empirici con un numero infinito di ipotesi possibili, e sulla conseguente possibilità di recupero delle "vecchie" ipotesi aggiornate, cfr. Friedman (1953).

<sup>25</sup> Che l'illusione caratterizzi solo una parte degli operatori e non la totalità degli stessi lo si desume da numerosi indizi provenienti dalla realtà dei mercati finanziari. Ad esempio, nel corso dei periodi caratterizzati da forti aspettative di disinflazione le banche private hanno in genere erogato mutui vincolati a lungo termine, coprendoli però con l'emissione di obbligazioni a breve. Cfr. Targetti su *Il Sole 24ore* del 30/4/1998, p. 17.

<sup>26</sup> L'idea che i comportamenti degli agenti possano fondarsi su modelli sbagliati, e che non sussistano forze in grado di indurre una corretta revisione di quei modelli ogni volta che se ne rilevino gli errori di previsione, entra naturalmente in contrasto con buona parte della letteratura corrente. Il problema, tuttavia, è stato ampiamente riconosciuto. Hahn (1984) in tal senso ha dichiarato: "ho posto in grande rilievo la differenza tra l'ambiente come viene percepito e l'ambiente come è in realtà, ma quale sia la relazione tra i due non sembra essere molto noto", il che, aggiunge Hahn, costituisce un limite fondamentale della teoria economica dominante. Lo stesso Lucas (1986) ha dichiarato che il problema dell'apprendimento da parte degli individui delle caratteristiche del modello rappresentativo dell'economia rappresenta il limite principale, forse insuperabile, della moderna teoria economica. Il tema, comunque, apre questioni metodologiche sulle quali non pretendiamo di soffermarci. Ci limiteremo, più semplicemente, a proporre una piccola evidenza a sostegno delle nostre ipotesi. L'assidua frequentazione degli aderenti al Comitato per la modifica della legge 891/1986, sottoscrittori dei c.d. mutui "prima ca-

Dopo questo breve accenno alle possibili determinanti degli errori di previsione e introiezione dell'inflazione, ci soffermeremo ora sull'idea che tali errori generino, in fase disinflazionistica, effetti redistributivi favorevoli ai creditori. Infatti, l'incapacità di prevedere l'inflazione futura al momento della stipula dei contratti di prestito attiva quello che Tobin (1980) ha definito "effetto Fisher", e che può in un certo senso esser considerato un fenomeno opposto a quello, omonimo, descritto nel par. 2: l'idea è che variazioni inattese dei prezzi provocano cambiamenti nel valore reale dei debiti, originariamente fissati in termini nominali<sup>27</sup>. Si comprende allora che la redistribuzione favorevole ai creditori derivante dalla disinflazione dipende da un errore previsionale alla stipula dei contratti, confermato empiricamente dal rigetto della ipotesi di previsione perfetta. Ma la verifica empirica ha rivelato pure un ritardo di adeguamento dei tassi che, come osservato da Modigliani e Papademos, rafforza ulteriormente l'effetto redistributivo protraendolo nel tempo<sup>28</sup>.

La direzione degli effetti distributivi dipenderà dall'andamento crescente o decrescente del tasso d'inflazione: in particolare, i creditori sono avvantaggiati in caso di disinflazione, la quale, nel caso dell'Italia, si è verificata in misura massiccia dal 1980 al 1985, e quasi senza interruzioni nel corso degli anni '90<sup>29</sup>. Quanto alla dimensione di tali effetti redistributivi, per avere un'idea della loro rilevanza possiamo trarre spunto ancora una volta da Modigliani e

sa", ha rafforzato in noi la convinzione che gli operatori non professionali tendono a sottoscrivere contratti di debito trascurando aspetti essenziali degli stessi. Basti pensare al fatto che il carattere "iniquo" dei mutui sottoscritti è stato da essi rilevato osservando il divario crescente, in fase disinflazionistica, tra il tasso ufficiale di sconto e i tassi fissi pagati sui mutui. Un fenomeno, questo, che costituisce solo il riflesso indiretto della causa principale, la caduta del tasso d'inflazione. A ciò si aggiunga il fatto che non uno dei mutuatari da noi intervistati ha individuato nell'inflazione futura una variabile in grado di incidere sulla dinamica del reddito monetario e quindi sulla sostenibilità dei rimborsi da effettuare. Senza pretendere di attribuire alle nostre interviste informali alcuna validità generale, dalle stesse ci pare emerga che gli operatori non professionali tendono a concentrarsi sui tassi d'interesse monetari e non su quelli reali, e che difficilmente sottoscrivono i mutui disponendo di una chiara percezione degli eventi futuri e della loro incidenza sull'onerosità dei debiti.

<sup>27</sup> Un contratto di debito non indicizzato prevede infatti il pagamento ad una data futura di una somma fissa in termini nominali; somma che potrà, in seguito a variazioni inattese dei prezzi, assumere al momento del rimborso valori reali che non erano stati previsti. Nel caso della disinflazione inattesa, in particolare, questa accrescerà il valore reale dei debiti (capitale più interessi) fissati in termini nominali, avvantaggiando così i creditori. Cfr. Tobin (1980, p. 19), il quale trae spunto da Fisher (1933). Per un approfondimento, ci permettiamo di rinviare anche a Brancaccio (1998, par. 2.3). A nostro avviso, tale definizione di effetto Fisher risulta più corretta sul piano esegetico di quella citata nel par. 2. Per una rassegna sugli effetti dei contratti fissati in termini nominali, e per una spiegazione delle ragioni che disincentivano il ricorso a contratti indicizzati, cfr. Fischer e Modigliani (1987).

<sup>28</sup> Modigliani e Papademos (1978, pp. 749-750).

<sup>29</sup> Cfr. IMF (1999).

Papademos, i quali affermano che, sotto date ipotesi<sup>30</sup>, una variazione non prevista del tasso d'inflazione pari all'1% provoca una redistribuzione della ricchezza tra creditori e debitori pari all'1% del valore totale delle attività nette<sup>31</sup>. Ciò significa che, se prendiamo come riferimento la ricchezza finanziaria netta delle sole famiglie registrata nel 1993<sup>32</sup>, la riduzione di oltre un punto nel tasso d'inflazione verificatasi tra il 1992 e 1993 (posto per semplicità che sia stata del tutto inattesa), avrebbe generato un effetto distributivo non inferiore a 26.000 miliardi di lire, pari all'incirca all'1% del PIL. Ripetendo il calcolo per il periodo che va dal 1992 al 1998 si scopre che, anche limitando l'analisi all'effetto redistributivo generato dagli errori nelle attese (cioè senza considerare i ritardi di aggiustamento), i creditori avrebbero goduto di un incremento nel valore reale della loro ricchezza netta all'incirca pari al 5% del prodotto interno lordo. La stima, per quanto grossolana, rende a nostro avviso palese la rilevanza dell'effetto, e l'opportunità di valutarne le implicazioni sull'evoluzione recente dell'economia italiana<sup>33</sup>.

## 5. Possibili nessi teorici tra redistribuzione e crescita

Interpretati i risultati della stima in termini di errori di previsione e introiezione della dinamica dei prezzi, e delineato il possibile effetto redistributivo, si tratta ora di stabilire in che modo tale effetto possa incidere sull'andamento del prodotto. Sul piano teorico esiste una notevole varietà di nessi, in letteratura, cui è possibile rinviare. In un'ottica keynesiana si può ad esempio ritenere che la distribuzione favorevole ai creditori provochi un calo di spesa aggregata, in base all'ipotesi (avanzata da Fisher, 1933 e Keynes, 1923, e successivamente formalizzata da Tobin, 1980) che i debitori presentino una propensione alla spesa superiore a quella dei creditori<sup>34</sup>. Ciò che ci preme in que-

<sup>30</sup> Che se rimosse, si badi, potrebbero anche amplificare l'effetto. Ci riferiamo ad esempio all'assunzione, che pare smentita dalla nostra verifica econometrica, che ex-post i contratti riescano sempre ad introiettare l'inflazione. Cfr. Modigliani e Papademos (1978, p. 749).

<sup>31</sup> Modigliani e Papademos (1978, p. 751). Cfr. anche Fischer e Modigliani (1987, pp. 147-150).

<sup>32</sup> Pari a 2.657.111 miliardi di lire. Cfr. Banca d'Italia (1993, appendice, p. 199).

<sup>33</sup> Non rientra negli scopi del presente lavoro esaminare gli effetti redistributivi *finali* della disinflazione. Il punto è che l'iniziale effetto redistributivo attivato dalla variazione dei prezzi potrebbe sollecitare effetti "a cascata" su altre categorie di operatori. Giavazzi e Spaventa (1989) hanno sostenuto, ad esempio, che negli anni '80 le imprese indebitate avrebbero almeno in parte scaricato sui lavoratori dipendenti il costo della disinflazione, ottenendo ritmi di crescita dei salari monetari inferiori all'inflazione. Si può ritenere che un fenomeno simile si sia verificato anche durante gli anni '90, considerato che la politica dei redditi ha avuto tra i suoi principali obiettivi quello di contenere la dinamica salariale rispetto a quella dei prezzi.

<sup>34</sup> Per un approfondimento, ci permettiamo di rinviare a Brancaccio (1998).

sta sede, tuttavia, è di mostrare che non è indispensabile rinviare alla tradizionale letteratura keynesiana per sostenere l'esistenza di una relazione teorica tra distribuzione favorevole ai creditori e rallentamento della crescita. A tal fine apporteremo una leggera modifica ad un recente modello di ottimizzazione dinamica di Kiyotaki e Moore (1997). Si tratta di un modello sotto molti aspetti rudimentale, che tratta di un'economia produttrice di una sola merce nella quale operano due categorie di operatori, gli "agricoltori" e i "raccolgitori"<sup>35</sup>. La struttura dell'analisi, tuttavia, ci permetterà di mostrare un risultato teorico significativo, e cioè che persino in un contesto di ottimizzazione dinamica è possibile far emergere un nesso tra la distribuzione dai debitori ai creditori e la bassa crescita economica.

Gli agricoltori sono dotati di una tecnica produttiva migliore, che consente loro di estrarre da un appezzamento di terra una quantità di mele superiore a quella che i raccoglitori sarebbero in grado di ricavare. Ciò spinge gli agricoltori a contrarre prestiti (garantiti dal valore della terra di cui essi già dispongono) in modo da accrescere gli appezzamenti di loro proprietà. I raccoglitori, dal canto loro, saranno disponibili a concedere prestiti entro i limiti del valore delle garanzie. Agricoltori e raccoglitori si troveranno dunque dinanzi ai seguenti problemi di ottimizzazione dinamica<sup>36</sup>:

L'obiettivo degli agricoltori è di massimizzare la funzione<sup>37</sup>

<sup>35</sup> La presenza di agenti eterogenei è finalizzata a rendere espliciti quei rapporti di credito e debito che nelle analisi basate sull'ipotesi di agente rappresentativo rimangono per definizione nell'ombra. Cfr. Walsh (1998, cap. 7, pp. 307-308).

<sup>36</sup> Ipotesi cruciale del modello (da cui scaturisce l'eterogeneità degli agenti) è che la funzione di produzione degli agricoltori sia lineare rispetto alla terra  $k$ , e che invece la tecnologia dei raccoglitori presenti rendimenti decrescenti di scala. D'altro canto, laddove gli agricoltori si ritrovano in fase di raccolta con delle mele "ammaccate" (bruised fruit) non vendibili, i raccoglitori sono in grado di vendere tutte le mele colte dagli alberi. Inoltre, dall'ipotesi di non sostituibilità degli agricoltori sulla terra da essi posseduta, e dalla particolare natura del contratto di debito stipulato (cfr. Kiyotaki e Moore, 1997, p. 217), deriva che i raccoglitori saranno disposti ad erogare credito a favore degli agricoltori esclusivamente entro i limiti del valore della terra fornita come garanzia collaterale. Da ciò scaturisce l'importante vincolo di credito (3). Ipotesi semplificatrici, non essenziali ai fini dei risultati del modello (cfr. Kiyotaki e Moore, 1997, p. 217, nota 5), sono le preferenze lineari rispetto alle quantità  $x$  consumate, e i diversi fattori di sconto  $\beta$  e  $\beta'$  per agricoltori e raccoglitori (con  $\beta < \beta'$ ).

<sup>37</sup> Gli agricoltori massimizzeranno in  $t$  l'utilità attesa derivante dal consumo  $x$  su un orizzonte temporale infinito, dove  $\beta$  è il fattore di sconto soggettivo.  $F(k_t)$  è la loro funzione di produzione a rendimenti costanti ( $k_t$  è la terra, unico fattore di produzione "visibile") che fornisce una quantità di prodotto in parte commerciabile ( $ak_t$ ) e in parte solo consumabile ( $ck_t$ ).  $R$  è il fattore di capitalizzazione che si applica ai prestiti al tempo  $t$  ( $b_t$ ) e  $q_t$  è il prezzo della terra al tempo  $t$ . Per distinguere i raccoglitori dagli agricoltori utilizziamo gli stessi simboli con l'aggiunta di un apice. L'unica differenza è nella funzione di produzione dei raccoglitori  $G(k')$ , che presenta rendimenti decrescenti.

$$E_t \left( \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s x_{t+s} \right)$$

sotto i seguenti vincoli:

$$(2) y_{t+1} = F(k_t) \equiv (a+c)k_t$$

$$(3) Rb_t \leq q_{t+1}k_t$$

$$(4) q_t(k_t - k_{t-1}) + Rb_{t-1} + x_t - ck_{t-1} = ak_{t-1} + b_t$$

L'obiettivo dei raccoglitori, invece, è di massimizzare:

$$(1') E_t \left( \sum_{s=0}^{\infty} \beta'^s x'_{t+s} \right)$$

sotto i vincoli:

$$(2') y'_{t+1} = G(k'_t)$$

$$(4') q_t(k'_t - k'_{t-1}) + Rb_{t-1} + x'_t = G(k'_{t-1}) + b_t$$

Ponendo:

$$u_t = q_t - \frac{1}{R} q_t$$

e sapendo che in equilibrio di stato stazionario  $x_t = ck_{t-1}$ <sup>38</sup>, dalla (3) con il segno di uguaglianza<sup>39</sup> e dalla (4) otteniamo<sup>40</sup>:

<sup>38</sup> Gli autori dimostrano che il sentiero ottimo di consumo per gli agricoltori è quello in cui essi consumano solo l'output non vendibile e investono tutto il resto nell'acquisto di terra. Cfr. Kiyotaki e Moore (1997, p. 220).

<sup>39</sup> Gli autori dimostrano che in equilibrio il vincolo (3) è attivo. Cfr. Kiyotaki e Moore (1997, p. 219).

<sup>40</sup> Dalla (5) è possibile rilevare un'atipica relazione crescente tra il prezzo della terra  $q$  e la domanda di terra da parte degli agricoltori  $k$ . Ad esempio, se  $q_t$  e  $q_{t+1}$  aumentano dell'1% (e quindi  $u_t$  aumenta dell'1%), la conseguenza è che  $k_t$  aumenta anziché diminuire. La ragione è che l'usuale relazione inversa tra  $q$  e  $k$  è più che compensata dal fatto che se  $q_{t+1}$  aumenta il valore delle garanzie cresce e quindi il vincolo di credito (6) si allenta; inoltre, se  $q_t$  aumenta il valore netto degli agricoltori (cioè il termine tra parentesi quadre dell'equazione (5)) aumenta e quindi  $k_t$  aumenta. Ricordiamo a tal proposito che gli agricoltori consumeranno in equilibrio

$$(5) k_t = \frac{1}{u_t} [(a + q_t)k_{t-1} - Rb_{t-1}]$$

$$(6) b_t = \frac{1}{R} q_{t+1} k_t$$

e dalle (2') e (4') otteniamo<sup>41</sup>:

$$(7) \frac{1}{R} G'(k'_t) =$$

L'equilibrio di stato stazionario è dato da<sup>42</sup>:

$$\frac{R-1}{R} q^* = u^* = a$$

$$\frac{1}{R} G' \left[ \frac{1}{m} (\bar{K} - K^*) \right] = \iota$$

$$B^* = \frac{a}{R-1} K^*$$

È importante notare che tale equilibrio è di second best dal momento che gli agricoltori (dotati in stato stazionario di una produttività marginale maggiore dei raccoglitori) non sono in grado di acquisire tutta la terra desiderata a causa dell'esistenza del vincolo di credito (6). La conseguenza è che ogni eventuale incremento nella dotazione di terra da parte degli agricoltori provocherebbe un aumento del prodotto di stato stazionario<sup>43</sup>.

A questo punto consideriamo la risposta del sistema a uno shock positivo sul valore nominale dei debiti: la (6) di stato stazionario in versione aggregata

solo le mele non vendibili e investiranno tutto il resto nell'acquisto di terra (cfr. nota 38 precedente).

<sup>41</sup> Dalla (7) si rileva che, contrariamente agli agricoltori, i raccoglitori non sono vincolati nei prestiti e quindi domandano terra fino ad eguagliare il prodotto marginale della stessa al costo opportunità ( $u_t$ ) derivante dalla detenzione della stessa.

<sup>42</sup> L'uso delle lettere maiuscole sta ad indicare che si è proceduto all'aggregazione degli agricoltori e dei raccoglitori (Kiyotaki e Moore (1997) pongono pari a 1 il numero di agricoltori e ad  $m$  il numero di raccoglitori).

<sup>43</sup> Per una chiara rappresentazione grafica della relazione tra stock di terra posseduto da agricoltori e raccoglitori, e livello di produzione globale, cfr. Kiyotaki e Moore (1997, p. 223).



diventa  $RB^*=(1+\lambda)q^*K^*$ , con  $\lambda>0$ . Si tratta in sostanza di un espediente per introdurre un fenomeno simile all'effetto Fisher in un modello senza moneta, il cui numerario è rappresentato proprio dalle mele prodotte<sup>44</sup>. L'effetto dello shock è<sup>45</sup>:

$$\left(1 + \frac{1}{\eta}\right) \frac{dK}{K^*} = \frac{R}{R-1} \frac{dq}{q^*} - \lambda \frac{F}{R}$$

Tale effetto è negativo perché  $(dq/q^*)$  è negativo<sup>46</sup>. La variazione  $dK/K$  della quantità di terra posseduta dagli agricoltori è dunque negativa, il che significa che uno shock positivo sul valore nominale dei debiti determina una riduzione del prodotto di stato stazionario. Un aspetto cruciale di tale risultato è che, a fronte di uno shock *temporaneo* sul valore dei debiti, l'effetto sul prodotto risulta *permanente*<sup>47</sup>. A maggior ragione, si può affermare che una sequenza di shock positivi sul valore nominale dei debiti<sup>48</sup> provocherà riduzioni cumulate nel prodotto di stato stazionario, o quantomeno tenderà a frenarne l'eventuale crescita determinata da incrementi esogeni di produttività.

In definitiva, la modifica apportata al modello di Kiyotaki e Moore ci consente di affermare che anche in un contesto di ottimizzazione dinamica è possibile costruire relazioni logicamente fondate tra distribuzione favorevole ai creditori e calo del prodotto o del suo tasso di crescita. Un risultato, questo, che si aggiunge ai numerosi altri già presenti in letteratura, e che contribuisce in linea di principio ad avvalorare i collegamenti da noi delineati tra disinflazione, redistribuzione e crescita.

<sup>44</sup> L'effetto Fisher descritto nel par. 4 si basa sul fatto che i debiti sono generalmente denominati in moneta, il che significa che se i prezzi in moneta delle merci dovessero modificarsi il valore in termini di merci dei debiti si modificherebbe a sua volta. In un modello senza moneta tale fenomeno non può verificarsi, e quindi per inserire nell'analisi qualcosa che somigli all'effetto Fisher occorre necessariamente modificare in via diretta il valore nominale dei debiti (che poi in tal caso coincide anche con il valore degli stessi in termini reali, cioè di mele). Cfr. Kiyotaki e Moore (1997, p. 228 nota 18). La necessità di ricorrere ad un simile espediente *ad hoc* rivela un limite tipico dei modelli *reali*, cioè privi di moneta.

<sup>45</sup>  $\eta>0$  è l'elasticità dell'offerta residuale di terra agli agricoltori, rispetto a  $u^*$ . Cfr. Kiyotaki e Moore (1997, p. 225).

<sup>46</sup> Un aumento del valore nominale dei debiti riduce immediatamente la domanda di terra (cfr. equazione (5)) e quindi il suo prezzo scende.

<sup>47</sup> Kiyotaki e Moore (1997, p. 226). La ragione è che in seguito allo shock iniziale si attiva un meccanismo cumulativo sul prezzo della terra, sulla capacità produttiva, e quindi sul reddito netto (usato a sua volta dagli agricoltori per investire in terra), che conduce ad un nuovo stato stazionario caratterizzato da una quantità di terra posseduta dagli agricoltori diversa dallo stato precedente, e quindi anche da un livello di produzione aggregata diverso.

<sup>48</sup> Che corrisponde sostanzialmente a quanto pare sia avvenuto in Italia, in base alla stima econometrica del par. 3.

## 6. Conclusioni

La presente analisi offre alcuni elementi a sostegno dell'ipotesi che un prolungato percorso di rientro dall'inflazione possa portare con sé, quale effetto collaterale, una redistribuzione favorevole ai creditori e un conseguente freno alla crescita della produzione. Un fenomeno simile, riteniamo, potrebbe avere influito negativamente sul sentiero di crescita dell'economia italiana negli ultimi anni, costituendo pertanto una chiave di lettura complementare dei problemi di rallentamento dello sviluppo così ampiamente dibattuti in sede politica<sup>49</sup>.

Se ad un esame più approfondito i nessi logici tra errori di previsione e introiezione della dinamica dei prezzi, redistribuzione e andamento del prodotto trovasse ulteriori conferme, vi sarebbero buone ragioni per invocare una rettificazione dell'idea (entrata forse troppo acriticamente nella storiografia della politica economica nazionale) in base alla quale la disinflazione avrebbe esclusivamente rappresentato il premio per i sacrifici sostenuti dalla collettività nel corso degli ultimi anni.

## Riferimenti bibliografici

- Amisano G. e Giannini C. (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2<sup>nd</sup> ed., Springer.  
Banca d'Italia, Relazioni del Governatore, anni 1993-1999.  
Blinder A.S. e Esaki H.Y. (1978), *Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Post War United States*, Review of Economics and Statistics, 60:604-09.  
Bliss C. J. (1975), *Capital Theory and the Distribution of Income*, Amsterdam, North-Holland.  
Brancaccio E. (1998), *Deflazione, debito, instabilità, razionamento*, Università Federico II di Napoli, tesi di laurea.  
Cavallari L. e De Arcangelis G. (1998), *Economic Interdependence Across the Atlantic: National or European Dollar Policy*, CIDEI Working Paper, University of Rome la Sapienza, n. 53.  
Ciampi C.A. (1998), *Stabilità dei prezzi ed equilibrio dei conti pubblici quale condizione per uno sviluppo duraturo*, in Moneta e Credito, marzo, n. 201, pp. 3-16.  
Ciocca P. e Nardozzi G. (1993), *L'alto prezzo del danaro*, Laterza, Bari.  
Evans M. e Lewis K. (1992), *Do Expected Shifts in Inflation Policy Affect Real Rates ?*, in NBER Working Paper Series, n. 4134.

<sup>49</sup> A fronte del consueto confronto con la flessibilità del mercato del lavoro americano, si potrebbe alternativemente proporre un'analisi comparata con gli Stati Uniti basata sulla struttura del debito e sui connessi fenomeni distributivi tra creditori e debitori. In tal senso si potrebbe tentare di verificare la seguente considerazione: che la migliore performance del Pil USA negli anni '90 sia dipesa anche dal fatto che negli Stati Uniti l'effetto distributivo favorevole ai creditori sia stato meno marcato a causa di un processo disinflazionistico più rapido (la c.d. doccia fredda dei primi anni '80), di un forte e vantaggioso indebitamento verso l'estero, di una politica monetaria tendenzialmente espansiva, nonché di una maggiore capacità dei mercati di introiettare l'inflazione (cfr. Mishkin, 1984, p. 285).

- Federici D. e Marconi D. (1999), *Balance of Trade and Growth: the Case of Italy*, CIDEI Working Paper, University of Rome la Sapienza, n. 54, January.
- Fischer S. e Modigliani F. (1987), *Verso la comprensione delle conseguenze reali e dei costi dell'inflazione*, in Modigliani (1987, p. 128).
- Fisher I. (1896), *Appreciation and Interest*, American Economic Association, MacMillan, London.
- Fisher I. (1925), *Our Unstable Dollar and the So-Called Business Cycle*, in Journal of the American Statistical Association, n. 20.
- Fisher I. (1930), *The Theory of Interest*, MacMillan, New York.
- Fisher I. (1933), *The Debt-Deflation Theory of Great Depression*, in *Econometrica*, ottobre.
- Fitoussi J.P. (1995), *Le débat interdit*, Arlèa, Paris (trad. it. *Il dibattito proibito*, Il Mulino, Bologna 1997).
- Friedman M. (1953), *The Methodology of Positive Economics*, in *Essays in Positive Economics*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Friedman B. (1971), *Optimal Expectations and the Extreme Information Assumptions of Rational Expectations Macromodels*, in *Journal of Monetary Economics*, gennaio.
- Frydman R. e Phelps E.S. (1983), *Individual Forecasting and Aggregate Outcomes*, Cambridge University Press, New York.
- Giavazzi F. e Spaventa L. (1989), *Italy: the real effects of inflation and disinflation*, in *Economic Policy*, pp. 135-171, aprile.
- Gordon R.J. (1982), *Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980*, in *Journal of Political Economy*.
- Hahn F.H. (1982), *Reflections on the Invisible Hand* (trad. it. in *Equilibrio economico, disoccupazione e moneta*, Laterza, Bari 1984).
- Hahn F.H. (1984), *On the Notion of Equilibrium in Economics*, Inaugural Lecture, Cambridge University (trad. it. in *Stabilità, disoccupazione, moneta*, Il Mulino, Bologna 1984).
- Hamilton J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.
- Hibbs D.A. (1994), *The Partisan Model of Macroeconomic Cycles...*, *Economics and Politics*, 6:1-23.
- IMF (1999), *International Financial Statistics*, supporto CD-ROM.
- IMF, *World Economic Outlook*, anni 1992-1998.
- Johansen S. (1996), *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Jossa B. (1986), *Critica delle teorie ortodosse dell'interesse* (in Becattini, *Il pensiero economico*, UTET, Torino).
- Keynes J.M. (1923), *A Tract on Monetary Reform*, MacMillan, London.
- Kiyotaki N. e Moore J. (1997), *Credit Cycles*, in *Journal of Political Economy*, vol. 105, n. 2, pp. 211-48.
- Kurz H.D. e Salvadori N. (1995), *Theory of Production*, Cambridge University Press.
- Lucas R.E. (1972), *Expectations and the Neutrality of Money*, in *Journal of Economic Theory*, aprile.
- Lucas R.E. (1973), *Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs*, in *American Economic Review*, giugno.
- Lucas R.E. (1986), *Adaptive Behaviour and Economic Theory*, in *Journal of Business*.
- Mishkin F.S. (1984), *The Real Interest Rate: a Multi-Country Empirical Study*, *Canadian Journal of Economics*, n. 84, pp. 283-311.
- Mishkin F.S. (1991), *Is the Fisher Effect for Real ?*, NBER Working Paper, n. 3632, febb.
- Modigliani F. (1963), *The Monetary Mechanism and Its Interaction with Real Phenomena*, in *Review of Economics and Statistics*, 45, febb. Parte II, suppl. (trad. it. in Modigliani, 1987).
- Modigliani F. (1987), *Reddito, interesse e inflazione*, Einaudi, Torino.
- Modigliani F. (1998), *Sviluppo economico e disoccupazione: dove e perché*, in Moro (1998).

- Modigliani F. e Papademos L. (1978), *Optimal Demand Policies Against Stagflation*, in *Weltwirtschaftliches Archiv*, n. 4, pp. 736-81.
- Moro B. (1998), *Sviluppo economico ed occupazione, materiali per un manifesto contro la disoccupazione in Europa*, FrancoAngeli, Milano.
- OECD, *Economic Outlook*, anni 1992-1998.
- Patinkin D. (1965), *Money, Interest and Prices*, 2<sup>nd</sup> ed., Harper Int. Ed. (trad. it. *Moneta, interesse e prezzi*, CEDAM, Padova 1977).
- Patinkin D. (1972), *Interest*, in *Studies in Monetary Economics*, Harper & Row, New York.
- Pesaran M.H. (1987), *The Limits to Rational Expectations*, Oxford, Basil Blackwell.
- Radner R. (1982), *Equilibrium under Uncertainty* (in Arrow e Intriligator, *Handbook of Mathematical Economics*, vol. II, North-Holland, Amsterdam).
- Romer D. (1996), *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill.
- Shiller R.J. (1990), *The Term Structure of Interest Rates* (in Friedman B. e Hahn F., *Handbook of Monetary Economics*, 1, 627-722, North-Holland, Amsterdam).
- Summers L.H. (1983), *The Non-Adjustment of Nominal Interest Rates: a Study of the Fisher Effect*, (in Tobin, *Macroeconomics: Prices and Quantity*, Brookings Institution, Washington DC).
- Tobin J. (1965), *Money and Economic Growth*, in *Econometrica*, vol. 33, n. 4, ottobre, pp. 671-684; trad. it. in Tobin, 1989).
- Tobin J. (1969), *A General Equilibrium Approach to Monetary Theory*, in *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 1, febbraio; trad. it. in Tobin, 1989).
- Tobin J. (1980), *Asset Accumulation and Economic Activity*, Basil Blackwell (trad. it. *Problemi di teoria economica contemporanea*, Laterza, Bari 1982).
- Tobin J. (1989), *Moneta, crescita e scelte di portafoglio*, Il Mulino, Bologna.
- Visco I. (1998), *Politica monetaria e inflazione in Italia, 1994-1996*, dicembre. Paper presentato al CORIPE Piemonte, Moncalieri (TO) il giorno 19 marzo 1999.
- Walsh C.E. (1998), *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, Cambridge Mass.

## Abstract

The prolonged Italian disinflation ended in 1997 has often been considered as a sort of “prize for collective sacrifices”. We provide a different view on disinflation, based on the analysis of the redistributive phenomena and the slow growth that it may provoke. From the results of a VAR analysis we derive some empirical support to the assumption that agents are not always able to predict the inflation rate. Then, we provide some theoretical foundations to the idea that unexpected disinflation redistributes income from debtors to creditors and, by this way, could inhibit the growth rate of the economy. From this point of view, disinflation can be considered as a “cause” of collective sacrifices instead of a “prize” for them.

JEL Classification System: Price level, Inflation, Deflation E31; Determination of Interest Rates E43; Distribution D30

Università degli Studi di Napoli “Federico II”, e-mail: emilbra@tin.it; Duke University (Durham, NC - USA), e-mail: dm10@duke.edu.

(Testo definitivo pervenuto nel novembre 2002)