

Percezioni e fondamentali: strabismo?

Giampiero M. Gallo e Margherita Velucchi

intervento con il titolo <Una suggestiva percezione della realtà>
su lavoce.info del 18.04.05

Le statistiche ufficiali, per il rigore scientifico con cui vengono costruite, dovrebbero rappresentare il punto di riferimento per la formazione delle “percezioni” individuali relativamente alla situazione economica generale; è ormai pratica comune che avvenga invece il contrario. Esiste la fondata impressione che sulle statistiche ufficiali si sia consolidato uno stile da chiacchierata al bar ispirato da dinamiche di gruppo, aneddotica personale, ignoranza, sondaggi più o meno improvvisati, simpatie politiche, trascurando di fatto la rilevanza strategica dell’informazione statistica e la necessità di rispettare il ruolo istituzionale di chi la produce.

Il canale più importante di formazione delle percezioni sembra essere diventato il commento alle notizie economiche da parte dei media, ivi inclusa la diffusione di notizie inesatte. Ad esempio, il 2 febbraio scorso, all’interno del GR1 RAI, si dichiarava: “L’ISTAT ha rivisto la composizione del paniere dell’indice dei prezzi, ma per verificare se ha avuto successo bisognerà aspettare il rilascio dei dati provvisori nei prossimi giorni”. Tale affermazione suggerisce che la revisione avesse il fine di produrre dati conformi ad un generico “sentire comune”, ignorando che, invece, la stessa operazione viene ripetuta ogni anno. Sulla stessa falsariga, lo scorso settembre vari giornali, fra i quali Il Tempo, MF e Panorama, citavano uno studio di G.Marini (Tor Vergata) e coautori, titolando: “l’ISTAT ha sbagliato inflazione”, “Inflazione oltre l’8%”, “La ricerca arriva alle stesse conclusioni delle massaie usando però uno schema scientifico”. Non è opportuno dilungarsi sulle questioni metodologiche ed empiriche che affliggono il lavoro dei colleghi: una breve nota disponibile a parte documenta che, contrariamente alle loro affermazioni, non c’è evidenza di un cambiamento strutturale a suggerire un errore nella costruzione dell’indice dei prezzi in occasione dell’introduzione dell’euro. Ma, al di là della necessità di ulteriori riflessioni su un’analisi econometrica comunque interessante, preme qui sottolineare l’uso strumentale di metodi statistici “a prova di bomba” da parte dei media per affermare tesi preconcepite. La leggerezza mostrata anche recentemente da alcuni giornalisti quando accusano l’ISTAT di manipolazioni o inettitudine rischia ancora una volta di alimentare un circolo vizioso di allontanamento delle percezioni dalla realtà nel nostro Paese. Sia chiaro che l’ISTAT non è esente da critiche e lavoce.info è testimonianza dell’azione di stimolo e di discussione sul ruolo e sui fabbisogni dell’informazione statistica. Chiedere di potenziare gli strumenti della statistica ufficiale si può fare senza deprimere il lavoro dei suoi ricercatori.

Su questi temi si può citare uno studio recente di due ricercatori della Fed (Doms e Morin, 2004) sul consumer sentiment index USA e sulla discrepanza fra percezioni e fondamentali (le statistiche ufficiali). I risultati mostrano la predominanza del tono e del volume delle notizie diffuse dai media nello sviluppo di percezioni negative relative alla situazione economica reale, che allontanano talvolta l’indice da quello che indicano i fondamentali. Per l’Italia, uno studio di Del Giovane e Sabbatini (2004) mostra la correlazione che esiste fra la percezione di inflazione e l’attenzione rivolta dalla stampa al tema.

L’allontanamento dalla realtà potrebbe avere conseguenze rilevanti: alcune informazioni statistiche essenziali alla comprensione dei fenomeni economici nel nostro Paese derivano da indagini campionarie nelle quali, nonostante il rigore dell’impianto, alcune risposte potrebbero essere facilmente ispirate da paure o chiacchiere al bar anziché da un’analisi oggettiva della situazione economica. Ad esempio, nei Business and Consumer Surveys di EUROSTAT vengono costruite misure di valutazione della situazione finanziaria ed

economica negli ultimi 12 mesi. Il saldo fra “miglioristi” e “peggioristi” viene usato per monitorarne l’impatto sulle decisioni di spesa. Per l’Italia questa serie è negativa dal 1990 in poi, ed è crollata dall’inizio del 2002 fino a raggiungere una proporzione di 2 a 1: tende cioè a prevalere una visione pessimistica della propria situazione indipendentemente dal fatto che il reddito mediano non sia diminuito. Questo fenomeno, relativo alle sensazioni di impoverimento nel nostro Paese non suffragate dai dati, è analizzato in dettaglio anche da Boeri e Brandolini (2004). “Percezioni” e “fondamentali” sono entità distinte ancorché legate fra loro lungo percorsi che devono ancora essere approfonditi: le suggestioni collettive, magari alimentate dai media, non sono lo strumento ideale per affrontare una situazione economica che le statistiche ufficiali ci descrivono in fase di rapido deterioramento.

Riferimenti:

Boeri T. e A. Brandolini (2004), The puzzling evolution of poverty in Italy, presentato al seminario Nuovi Temi per la Politica Economica, Ente Einaudi, 15 novembre.

http://www.entelugieinaudi.it/pdf/Seminari/Economia/S_20041115BoeriBrandolini.pdf

Del Giovane P. e R. Sabbatini (2004), L’introduzione dell’euro e la divergenza fra inflazione rilevata e percepita, Temi di Discussione Banca d’Italia n. 532.

http://www.bancaditalia.it/ricerca/consultazioni/temidi/td04/td532/tema_532.pdf

Doms M. e N. Morin (2004), Consumer Sentiment, the Economy, and the News Media, FRBSF Working Paper 2004-09.

<http://www.frbsf.org/publications/economics/papers/2004/wp04-09bk.pdf> (si veda anche la FRBSF Economic Letter di M. Doms (2004) Consumer Sentiment and the Media

www.frbsf.org/publications/economics/letter/2004/el2004-29.html).

Marini, G., A. Piergallini e P. Scaramozzino (2004), *Inflation Bias after the Euro: Evidence from the UK and Italy* disponibile a

www.cefims.ac.uk/documents/research-38.pdf

Qualche considerazione (critica) sul paper
Marini, G., A. Piergallini e P. Scaramozzino (2004),
Inflation Bias after the Euro: Evidence from the UK and Italy
disponibile a www.cefims.ac.uk/documents/research-38.pdf

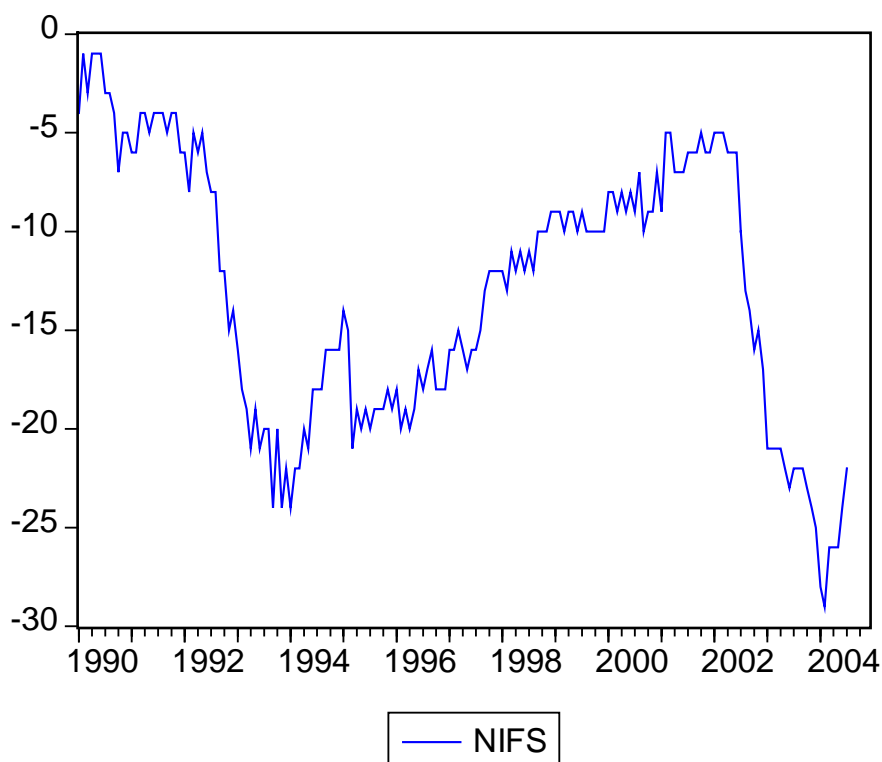
Premessa: Quello che segue sono solo appunti che danno per scontato una familiarità con i lavori citati in bibliografia e servono a illustrare come nei risultati di Marini et al. qualunque analisi di break strutturale riguarda solo le variazioni assolute della variabile saldi delle opinioni sulla situazione finanziaria dal survey Eurostat e non riguardano il reddito reale né il valore assunto dall'indice dei prezzi al consumo.

Nel paper originale di Nordhaus, la “little regression” viene calcolata con il saldo fra ottimisti e pessimisti come variabile dipendente e il reddito mediano reale (deflazionato per il CPI in una delle sue versioni “robuste”). L'ipotesi “forte” è che a saldo zero debba corrispondere una assenza di movimento nel reddito reale mediano: la critica di Krueger e Siskind (1998) è che un tale approccio non tiene in considerazione i movimenti nella distribuzione del reddito.

Dal punto di vista econometrico la questione è abbastanza delicata perché:

1. La serie del saldo (come anche si vede qui sotto) procede per valori interi e quindi la batteria di test per caratterizzarne le proprietà non è propriamente utilizzabile a costo zero: ad esempio l'ipotesi di radice unitaria dovrebbe quantomeno prendere in considerazione il fatto che gli incrementi indipendenti che caratterizzano il random walk non sono normalmente distribuiti.
2. Anche se non osservabile in realtà la serie del saldo è di per sé limitata tra -100 e +100 che pone qualche problema di assimilabilità ad un random walk

La serie NIFS per l'Italia



ha la peculiarità mostrata anche da Wynne e Rodriguez (p.96) di essere costantemente in territorio negativo. "What is striking is that on average more households report themselves as being worse off than as being better off in every single year of the sample in both France and Italy. This despite the fact that real median income appears to be growing in most years."

Un deterioramento dal 2002 in poi è visibile nella serie di NIFS ma non è da attribuire tout court a una cattiva misurazione dell'HICP. Si ricordi, se fosse necessario, che il 2002 si è aperto nel clima di sgomento e incertezza seguente l'11 settembre e di preparazione di azioni belliche.

Questa è la figura di Wynne e Rodriguez (che non vanno avanti nell'analisi dei dati italiani)

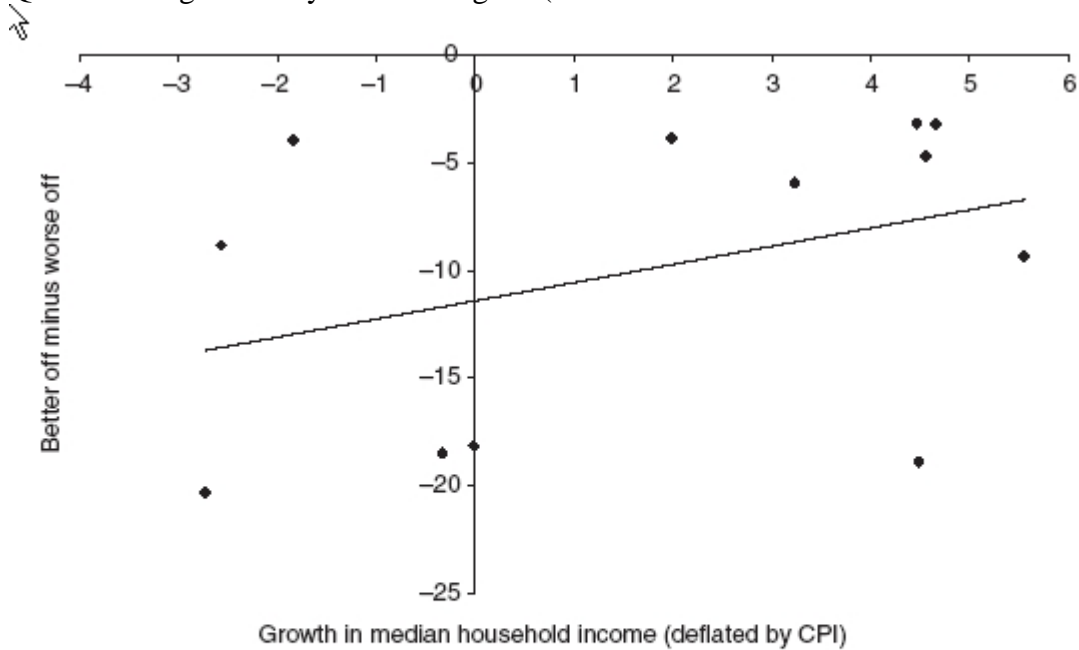


Figure 5. Growth in real median household income versus self-assessed improvement Italy 1985–1996.

Note: Data on median household income from Brandolini (1999). Balance statistic from European Commission's Harmonized Consumer Survey. CPI for Italy from Haver Analytics.

mentre nel caso degli US (Nordhaus)

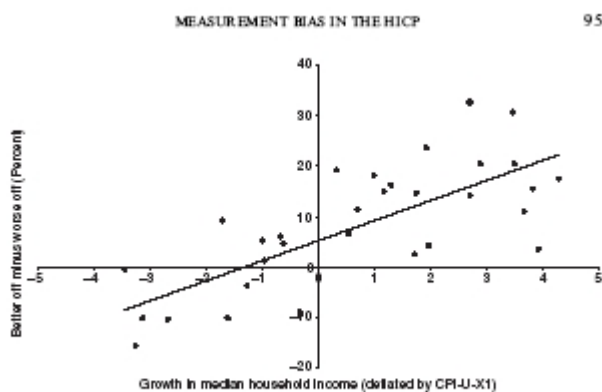
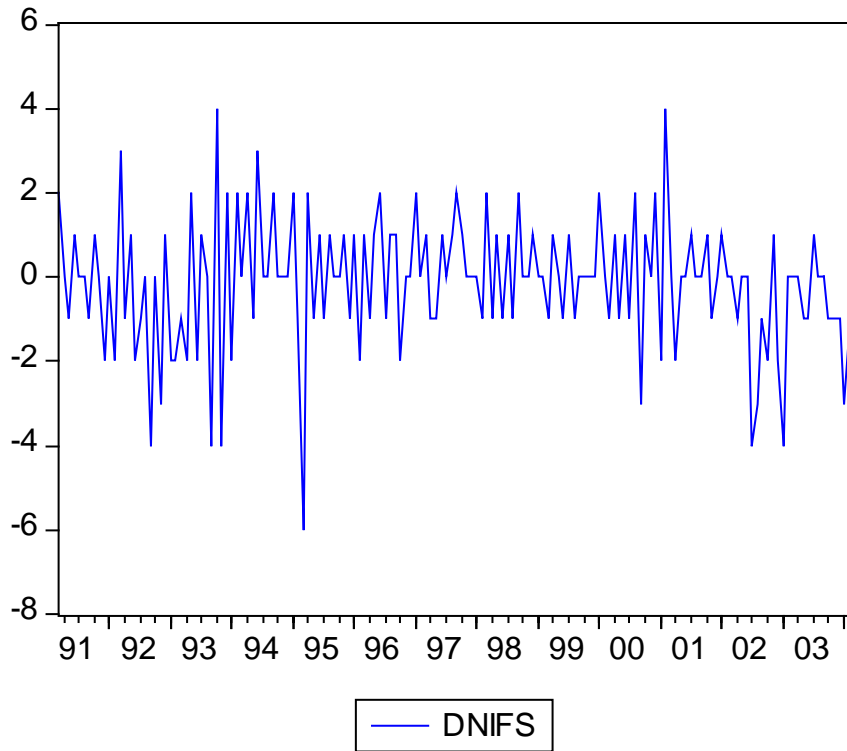
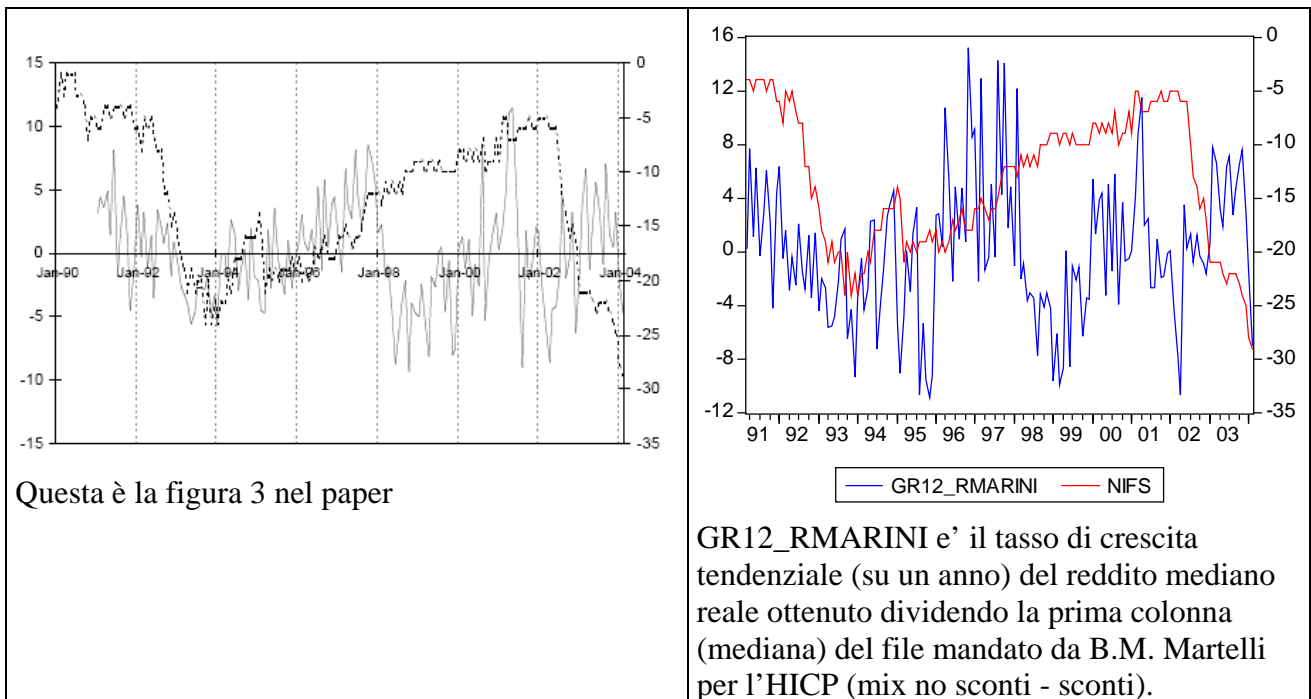


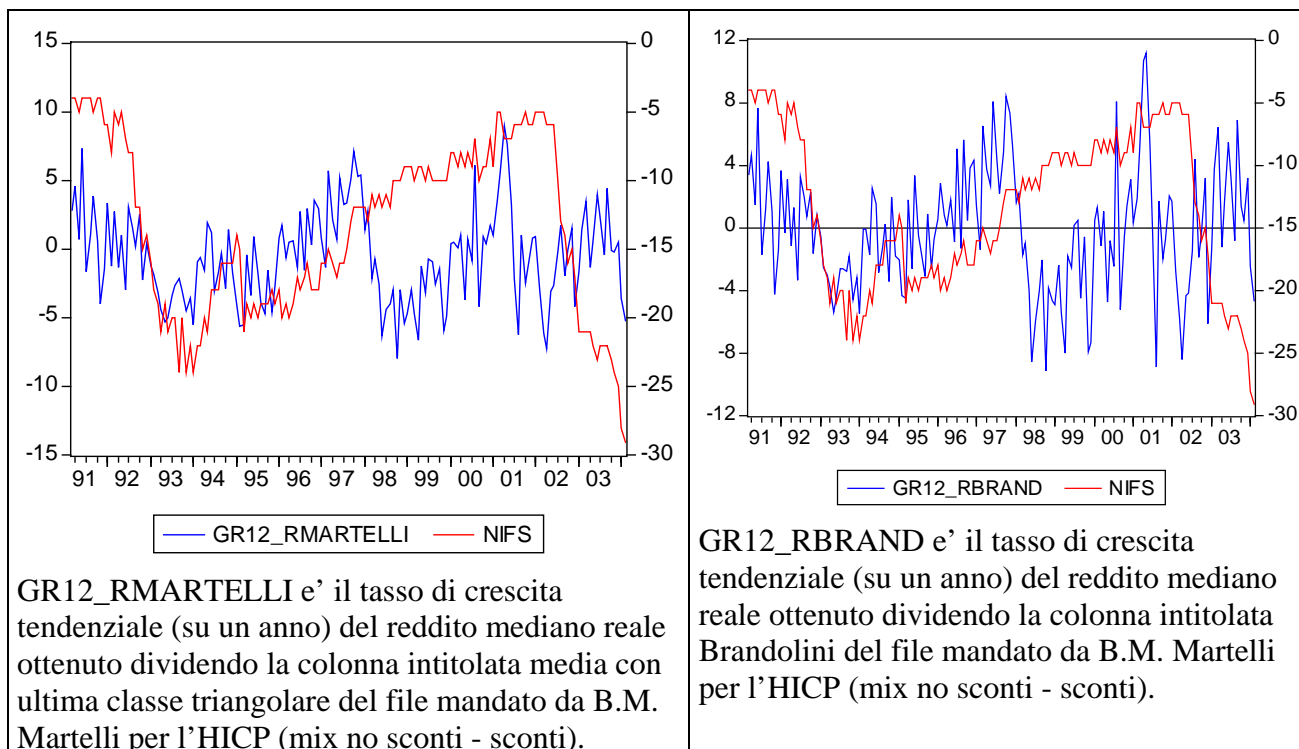
Figure 2. Growth in real median income versus self-assessed improvement US data 1967–1998.

Ad ogni buon conto, la serie delle differenze prime che è la variabile che gli autori vogliono spiegare: questa è la serie italiana che viene utilizzata come differenze prime della serie indicata sopra



Ricostruzione di quale serie viene usata per il reddito mediano sulla base delle indicazioni di B.M. Martelli (ISAE)





Abbiamo fatto delle prove anche con tassi di crescita a un mese ma ovviamente la serie è molto più “frastagliata”. Dal confronto con la Figura 3, abbiamo mantenuto che la serie utilizzata nel paper sia GR12_RBRAND con conferme che derivano dai risultati delle analisi successive che sono in linea con i risultati di Marini et al..

Da notare che l'analisi di stazionarietà sulla variabile RBRAND indica l'assenza di radice unitaria, un risultato rafforzato dal fatto che prendendo in considerazione il reddito nominale e l'indice dei prezzi ed applicando un'analisi di cointegrazione le due variabili risultano essere cointegrate (altro modo per dire che il reddito reale è stazionario). La derivazione della variabile tasso di crescita su 12 mesi non risponde se non alla necessità di avere una variabile interpretabile dal punto di vista economico. Essa risulta stazionaria come evidenziato nel paper. La riproduzione dei loro risultati per l'analisi di stazionarietà mettono in risalto che

Variabile NIFS

Sample: 1990M06 2001M12

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-stat	p-value
DF	-1.968935	0.3003
ADF1	-1.635057	0.4620
ADF2	-1.740225	0.4089
ADF3	-1.804814	0.3770
ADF4	-1.904452	0.3295

sostanzialmente gli stessi che nella loro Tabella 2 a con conclusione che la variabile non è stazionaria.

Variabile GR12_RBRAND

Sample: 1991M06 2001M12

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-stat	p-value
DF	-6.762720	0.0000
ADF1	-4.319661	0.0006
ADF2	-3.823590	0.0035
ADF3	-3.389533	0.0131
ADF4	-3.131216	0.0268

sostanzialmente gli stessi che nella Tabella 2 b con conclusione che la variabile è stazionaria

Abbiamo riprodotto i risultati mostrati nell'equazione (3) che è dettata dalla necessità di far sì che le variabili che si regrediscono abbiano lo stesso ordine di integrazione. Si noti che gli autori scelgono una parametrizzazione inutilmente complicata che dalla condizione $I(0)$ passa ad una specificazione nella quale le variabili sono $I(-1)$ senza aggiungere nulla (come si giustificherà in seguito). I periodi campionari sono un po' "ballerini" nel senso che non sono scelti in maniera uniforme.

I risultati della stima della loro equazione sul periodo marzo 1991 – dicembre 2001 è la seguente

PANEL A

Test Equation:

Dependent Variable: DDNIFS

Method: Least Squares

Date: 10/12/04 Time: 17:23

Sample: 1991M03 2001M12

Included observations: 130

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005773	0.124394	0.046412	0.9631
DGR12_RBRAND	0.061030	0.039010	1.564465	0.1203
DDNIFS(-1)	-1.340973	0.089862	-14.92264	0.0000
DGR12_RBRAND(-1)	0.037715	0.044241	0.852504	0.3956
DNIFS(-2)	-1.219343	0.149037	-8.181468	0.0000
GR12_RBRAND(-2)	0.035190	0.039758	0.885104	0.3778
R-squared	0.722736	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.711556	S.D. dependent var		2.638416
S.E. of regression	1.417013	Akaike info criterion		3.580034
Sum squared resid	248.9827	Schwarz criterion		3.712381
Log likelihood	-226.7022	F-statistic		64.64558
Durbin-Watson stat	1.989422	Prob(F-statistic)		0.000000

che a meno di approssimazioni è la stessa della Tabella 4 nel paper.

Una cosa importante da notare è che il c.d. bias viene stimato e testato come segue

Wald Test:

Equation: MAR3

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.002157	(1, 124)	0.9630
Chi-square	0.002157	1	0.9630

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-C(1) / C(6)	-0.164064	3.532170

Quindi il bias è assente, per come è stato specificato. Ma si noti che nulla o poco ha a che fare con il

bias di Nordhaus che come variabile dipendente ha il NIFS e non le differenze prime.
L'interpretazione di questa misura non è quindi immediata (senz'altro non come bias in HICP).

La diagnostica sui residui mostra che
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.029106	Probability	0.427556
Obs*R-squared	12.91045	Probability	0.375583

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.493434	Probability	0.964213
Obs*R-squared	10.79282	Probability	0.951419

Ma, sorprendentemente il test per cambiamento strutturale

Chow Forecast Test: Forecast from 2002M01 to 2004M02

F-statistic	1.547002	Probabilità	0.059652
-------------	----------	-------------	----------

non corrisponde a quello riportato dagli autori. Noi abbiamo usato EVIEWS 5.1 per il calcolo dei nostri risultati.

La tabella 5 è costruita aumentando la serie HICP dal 2002m1 in poi di una percentuale crescente da 1% a 10% e ripetendo il test di Chow segnando il primo valore per il quale non risulterebbe significativo. La visione che ne deriva e' che si assume che a gennaio 2002 i ricercatori dell'ISTAT sapessero che le variazioni percentuali dovute all'euro avrebbero comportato un bias del 6%, e che l'abbiano prontamente dedotto dai dati ufficiali fin dal gennaio 2002

Ecco i risultati ottenuti sulla loro equazione

	F-statistic	P-value
0%	1.547002	0.059652
1%	1.536757	0.062514
2%	1.524596	0.066071
3%	1.511356	0.070147
4%	1.497718	0.074578
5%	1.484187	0.079217
6%	1.471103	0.083942
7%	1.458673	0.088657
8%	1.447003	0.093293

La ragione per la quale si afferma che la parametrizzazione è inutilmente complicata è la seguente: stimare una regressione per la quale la variabile dipendente sono le differenze prime di NIFS e non si usano le differenze seconde fornisce esattamente gli stessi risultati (algebricamente occorre fare qualche passaggio), ma il risultato netto è che è possibile una conversione esatta nei coefficienti come, ad esempio,

La costante è uguale

PANEL B

DNIFS(-1) è uguale a

GR12_RBRAND è uguale a

GR12_RBRAND(-1) è uguale a

B)

DNIFS(-2) è uguale a

PANEL A

DDNIFS(-1) meno 1

DGR12_RBRAND

DGR12_RBRAND(-1) - GR12_RBRAND (da Panel

DNIFS(-2)-DDNIFS(-1)

PANEL B

Dependent Variable: DNIFS

Method: Least Squares

Date: 10/12/04 Time: 18:57

Sample: 1991M03 2001M12

Included observations: 130

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005773	0.124394	0.046412	0.9631
GR12_RBRAND	0.061030	0.039010	1.564465	0.1203
DNIFS(-1)	-0.340973	0.089862	-3.794422	0.0002
GR12_RBRAND(-1)	-0.023314	0.040858	-0.570622	0.5693
DNIFS(-2)	0.121631	0.091490	1.329440	0.1861
GR12_RBRAND(-2)	-0.002526	0.038489	-0.065622	0.9478
R-squared	0.212080	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.180309	S.D. dependent var		1.565124
S.E. of regression	1.417013	Akaike info criterion		3.580034
Sum squared resid	248.9827	Schwarz criterion		3.712381
Log likelihood	-226.7022	F-statistic		6.675283
Durbin-Watson stat	1.989422	Prob(F-statistic)		0.000015

con diagnostica sui residui che è simile. (si noti però che l'R2 è molto più piccolo).

Se su questa regressione si conduce un test di Chow si ottiene esattamente lo stesso risultato.

Chow Forecast Test: Forecast from 2002M01 to 2004M02

F-statistic	1.547002	Probability	0.059652
-------------	----------	-------------	----------

Quello che troviamo interessante, però, è che se si effettua una regressione nella quale i regressori non significativi vengono eliminati (come da test congiunto)

Wald Test:
Equation: GV1

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.860479	(3, 124)	0.4636
Chi-square	2.581438	3	0.4608

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.061030	0.039010
C(4)	-0.023314	0.040858
C(6)	-0.002526	0.038489

Restrictions are linear in coefficients.

otteniamo una regressione

Dependent Variable: DNIFS
Method: Least Squares
Date: 10/12/04 Time: 19:21
Sample: 1991M03 2001M12
Included observations: 130

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000000	0.124075	0.000000	1.0000
-				
DNIFS(-1)	0.357723	0.087731	-4.077508	0.0001
DNIFS(-2)	0.150072	0.087731	1.710603	0.0896
R-squared	0.195677	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.183011	S.D. dependent var		1.565124
S.E. of regression	1.414676	Akaike info criterion		3.554484
Sum squared resid	254.1660	Schwarz criterion		3.620658
-				
Log likelihood	228.0415	F-statistic		15.44840
Durbin-Watson stat	1.999300	Prob(F-statistic)		0.000001

alla quale corrisponde un risultato del test di Chow che è praticamente equivalente, vale a dire:

Chow Forecast Test: Forecast from 2002M01 to 2004M02

F-statistic	1.568203	Probability	0.053588
-------------	----------	-------------	----------

La conclusione è che qualunque analisi di break strutturale si riduce a riguardare solo le variazioni assolute della variabile saldi delle opinioni sulla situazione finanziaria e non riguardano il valore assunto da HICP. Questo risultato è in linea con l'impressione che si ricava dalla Figura riportata all'inizio di questa nota.