

Modelli non lineari per i tassi di cambio: un confronto previsivo con dati a diversa frequenza^{*}

GIANNA BOERO ed EMANUELA MARROCU

1. Introduzione

Il problema della determinazione del tasso di cambio e della sua prevedibilità è un argomento ampiamente dibattuto e tuttora di rilevante interesse sia a livello teorico che empirico. In particolare, la ricerca e la specificazione empirica di modelli non lineari per i tassi di cambio sono state fortemente motivate dalla presenza di non linearità in numerosi modelli teorici. Si pensi, per esempio, alla letteratura sui modelli di *target zone* (Krugman 1991), al modello di aspettative razionali con regole di interventi stocastici da parte delle autorità monetarie (Hsieh 1989) e alle numerose altre interpretazioni offerte in letteratura sulle non linearità dei tassi di cambio (si veda, tra le altre, De Arcangelis e Gandolfo 1998). Inoltre, lo sviluppo di modelli alternativi e la valutazione della loro capacità previsiva hanno avuto un notevole impulso dal risultato del lavoro di Meese e Rogoff (1983), in cui veniva messa in evidenza l'inadeguatezza dei modelli strutturali dei tassi di cambio in ambito previsionale rispetto al *random walk*. Da allora, si sono susseguiti molteplici studi, alcuni dei quali hanno riaffermato la rilevanza dei risultati di Meese e Rogoff; altri, invece, hanno sottolineato il ruolo principale dei fondamentali economici nella determina-

□ Università degli Studi di Cagliari, CRENoS, Cagliari, e University of Warwick, Warwick (Gran Bretagna); e-mail: boero@unica.it;

Università degli Studi di Cagliari e CRENoS, Cagliari; e-mail: emarrocu@unica.it

* Ringraziamo due anonimi *referees* per gli utili commenti alla versione precedente di questo lavoro.

zione dei tassi di cambio, e la superiorità previsiva dei modelli strutturali rispetto al *random walk* nella previsione di medio-lungo termine. Per una valutazione empirica delle non linearità nell'ambito dei modelli strutturali si veda, per esempio, Meese e Rose (1991), e per un aggiornamento sul dibattito circa la determinazione del tasso di cambio si vedano i recenti contributi di Dixon (1999), Rogoff (1999), Flood e Rose (1999) e MacDonald (1999).

Numerosi altri lavori, principalmente interessati alla descrizione della dinamica dei cambi e alla previsione nel breve periodo, si sono sviluppati nell'ambito dei modelli univariati. Questi lavori si avvalgono dei più recenti contributi dell'econometria delle serie storiche non lineari e trovano fondamento teorico nel principio dell'efficienza dei mercati. L'idea base è che se i mercati dei tassi di cambio sono caratterizzati da un certo grado di efficienza, è ragionevole pensare che la maggior parte dell'informazione sia contenuta nei rendimenti più recenti e non sia pertanto necessario includere tra le variabili esplicative i fondamentali economici. Tra i modelli più frequentemente utilizzati, i modelli (G)ARCH (*Generalised autoregressive conditional heteroscedastic*) e i SETAR (*self-exciting threshold autoregressive*) sono quelli che hanno avuto sinora maggior successo nella descrizione della dinamica di molte variabili economiche e finanziarie, e che si prestano a una chiara interpretazione economica (si vedano tra gli altri, Kräger e Kugler 1993, Peel e Speight 1994 e Chappell *et al.* 1996). I primi modellano la volatilità della serie, oltre che la media, i secondi formalizzano il principio dell'esistenza di più regimi generati da un processo stocastico.

Nonostante i numerosi tentativi di modellare i tassi di cambio (e più in generale variabili finanziarie) con tecniche nuove, che tengano conto di non linearità e asimmetrie, sono ancora relativamente limitate le applicazioni sulla *performance* previsiva comparata dei diversi modelli, al di là degli usuali confronti diretti col semplice processo *random walk* e di alcuni studi con dati simulati, basati su esperimenti Monte Carlo (Clements e Smith 1997 e 1999).

Il presente lavoro si inquadra nel contesto univariato e si propone di confrontare la *performance* previsiva di modelli alternativi per i rendimenti dei tassi di cambio contro il dollaro USA di tre valute: il franco francese (FF/\$), il marco tedesco (DM/\$) e lo yen (Y/\$).

Lo studio è stato inizialmente condotto su dati *mensili*; dal momento che l'applicazione di diversi test per la linearità ha indicato la presenza di componenti non lineari rilevanti, successivamente si è fat-

to ricorso anche a serie *giornaliere* al fine di tener conto della diversa struttura non lineare delle serie in esame. Come, infatti, dimostrato in numerosi lavori, le caratteristiche non lineari di una serie vengono individuate più facilmente con dati ad alta frequenza (giornalieri o settimanali), mentre risultano meno evidenti con dati a più bassa frequenza (mensili, trimestrali) a causa degli effetti prodotti dall'aggregazione temporale (documentati in Weiss 1984 e Granger e Lee 1999). L'uso dei dati a diversa frequenza ha permesso di valutare tali effetti anche in ambito previsivo.

Il lavoro è articolato secondo il seguente schema. Nella sezione 2 presentiamo una rassegna di lavori volti all'analisi e alla previsione dei tassi di cambio. Nella sezione 3 introduciamo la metodologia utilizzata per modellare le variabili di interesse e descriviamo i test per verificare la presenza di non linearità. Nella sezione 4 presentiamo i dati e le loro caratteristiche statistiche. Nella sezione 5 illustriamo i risultati dell'analisi empirica. Infine nella sezione 6 presentiamo una sintesi dei principali risultati e svolgiamo alcune considerazioni conclusive.

2. Rassegna della letteratura

Esiste una vasta letteratura empirica a sostegno dell'ipotesi che, sebbene le variazioni dei tassi di cambio siano solo debolmente autocorrelate, esse siano fortemente dipendenti. Nella maggior parte dei lavori empirici, riferiti al periodo di cambi flessibili successivo a Bretton Woods, si ritiene che tale dipendenza possa essere catturata adeguatamente dal modello con eteroschedasticità condizionale e autoregressiva (ARCH) proposto da Engle (1982), o dalla sua estensione rappresentata dai modelli GARCH, suggerita da Bollerslev (1986). Questa classe di modelli è particolarmente adeguata per descrivere l'andamento tipico delle serie finanziarie, ovvero che grandi (piccole) variazioni di prezzo sono seguite da grandi (piccole) variazioni, di segno uguale o opposto; tuttavia, questo tipo di dipendenza può essere sfruttata per migliorare gli intervalli di previsione, ma non le previsioni puntuali. Un miglioramento nelle previsioni puntuali lo si può osservare nei GARCH in Media (GARCH-M) dove la stima della varianza condizionale è inclusa come regressore nell'equazione per la media della serie. Recentemente molti autori hanno posto in evidenza la ri-

levanza empirica anche della non linearità in media per i rendimenti dei tassi di cambio; si ricordano, tra gli altri, i lavori di Meese e Rose (1991), Kräger e Kugler (1993), Peel e Speight (1994), Chappell *et al.* (1996) e Brooks (1997). Tuttavia, tale non linearità ha permesso solo raramente di fornire previsioni più accurate rispetto a quelle ottenute dai modelli lineari o dai semplici modelli *random walk*; i risultati dipendono sia dall'orizzonte temporale che dalla misura di capacità previsiva adottata.

Nel lavoro di Kräger e Kugler (1993) vengono stimati, a fini descrittivi ma non anche previsivi, modelli autoregressivi a soglia per le variazioni del tasso di cambio rispetto al dollaro USA di franco francese, lira italiana, yen, marco tedesco e franco svizzero (osservazioni settimanali dal giugno 1980 al gennaio 1990). Gli autori identificano tre diversi regimi; sia il primo che il terzo regime presentano una deviazione standard stimata superiore a quella del regime intermedio: ciò sarebbe dovuto agli interventi della banca centrale in risposta a forti apprezzamenti (primo regime) o deprezzamenti (terzo regime). L'analisi di Kräger e Kugler trova, infatti, fondamento teorico nel modello monetario di aspettative razionali con regole di interventi stocastici da parte della banca centrale proposto da Hsieh (1989); un modello autoregressivo a tre regimi approssimerebbe, pertanto, la soluzione di tale modello. Secondo gli autori il modello di Hsieh fornisce una rappresentazione più adeguata del regime di fluttuazione controllata dei cambi rispetto al modello di *target zone*: l'intervento delle banche centrali dipende nel primo modello da grandi *variazioni* del tasso di cambio, mentre nel secondo dall'approssimarsi del *livello* del tasso di cambio a determinate soglie che definiscono le bande di oscillazione consentite. Al fine di valutare l'importanza relativa delle non linearità in media e di quelle in varianza, per le stesse valute vengono, inoltre, proposti dei modelli GARCH; le conclusioni a cui pervengono gli autori indicano che né i modelli autoregressivi a soglia né i modelli GARCH sono in grado di descrivere adeguatamente le non linearità presenti nelle serie dei tassi di cambio.

Peel e Speight (1994) analizzano le variazioni del tasso di cambio della sterlina inglese rispetto al dollaro USA, al franco francese e al Reichsmark nel periodo intercorrente tra le due guerre mondiali (osservazioni settimanali). Data la robusta evidenza empirica fornita dai test a favore di una generica forma di non linearità presente nei dati, gli autori stimano diversi tipi di modelli non lineari: GARCH, model-

li bilineari e modelli autoregressivi a soglia.¹ Per quanto riguarda la *performance* previsiva, valutata solo a un passo avanti, i modelli lineari-ARCH e quelli bilineari presentano un *Mean Square Forecast Error* (MSFE) inferiore rispetto a quello dei modelli lineari per le tre serie, mentre nel caso del cambio sterlina-dollaro le previsioni più accurate si ottengono dai modelli a soglia.

L'analisi di Chappell *et al.* (1996), basata su dati giornalieri, si differenzia da quella condotta da Kräger e Kugler (1993) e Peel e Speight (1994), in quanto viene valutata la *performance* previsiva dei modelli per il *livello*, piuttosto che per la *variazione*, di diversi tassi di cambio (incrociati) dell'area dell'ERM. È opportuno sottolineare che, se l'accuratezza delle previsioni² viene valutata secondo criteri quali il MSFE, le trasformazioni apportate ai dati, come dimostrano Clements e Hendry (1993 e 1995), *non* sono neutrali: la valutazione relativa ai dati espressi in differenze è penalizzante rispetto a quella effettuata sui livelli. Naturalmente valutare l'accuratezza delle previsioni per le differenze o i livelli è un problema distinto da quello relativo alla stima di un modello nelle differenze o nei livelli. Secondo Chappell *et al.* (1996) il funzionamento stesso dell'ERM, prevedendo delle bande di oscillazione per i tassi di cambio, avrebbe reso rilevante l'esistenza di soglie verso l'alto e il basso. I tassi di cambio seguirebbero, pertanto, un processo *random walk* all'interno della banda ma processi autoregressivi stazionari in prossimità dei limiti della banda che lo riporterebbero verso la media. In questo caso il processo è globalmente, ma non localmente, stazionario.³ Contrariamente alla maggior parte dei lavori nei quali i modelli non lineari sono superiori a quelli lineari solo a un passo avanti, i modelli SETAR stimati da Chappell *et al.* (1996) forniscono considerevoli guadagni rispetto al *random walk* e al modello lineare per previsioni a 5 e 10 passi avanti.

Brooks (1996 e 1997), nell'esaminare le variazioni del tasso di cambio giornaliero sterlina inglese/dollaro statunitense per il periodo gennaio 1974-luglio 1994, pone in evidenza come i modelli non lineari

¹ I modelli autoregressivi a soglia stimati da Peel e Speight (1994) presentano tre regimi con soglie simmetriche per il tasso di cambio con il dollaro e due regimi per il tasso di cambio con il franco francese e il Reichsmark.

² Oltre un passo avanti.

³ Pippinger e Goering (1993) dimostrano che il test di Dickey-Fuller, nel caso di serie storiche che seguono andamenti simili a quello descritto, presenta un potere molto basso, facendo sì che la serie venga considerata non stazionaria.

del tipo GARCH, i modelli autoregressivi a soglia e i modelli bilineari offrano previsioni di accuratezza solo marginalmente superiore a quella delle previsioni ottenute da un modello *random walk* per tutti gli orizzonti considerati (da uno a 20 passi avanti). In base al test di Pesaran e Timmermann (1992) nessuno dei modelli stimati permette di prevedere l'andamento del mercato dei cambi (*no market timing ability*).

In letteratura sono state avanzate quattro ragioni fondamentali del perché i modelli non-lineari non forniscano previsioni più accurate rispetto ai semplici modelli lineari anche quando l'ipotesi di linearità è significativamente rifiutata per il periodo di stima (Diebold e Nason 1990): 1) le non linearità riguardano i momenti superiori alla media e, pertanto, non si rivelano utili per migliorare le previsioni puntuali; 2) le non linearità presenti durante il periodo di stima sono dovute a cambiamenti strutturali o ad *outliers* che non possono essere sfruttati per migliorare le previsioni *out-of-sample*; 3) le non linearità in media, nonostante siano una caratteristica del processo generatore dei dati, non sono abbastanza rilevanti da offrire dei guadagni in termini di maggior accuratezza delle previsioni; 4) le non linearità presenti sono descritte dal tipo sbagliato di modello non lineare.

La *performance* previsiva dei modelli non lineari viene, invece, spiegata da Clements e Smith (1998) e Dacco e Satchell (1999) ponendo l'enfasi sull'inadeguatezza del metodo di misurazione adottato; sulla base di uno studio Monte Carlo, i primi sostengono che la valutazione delle previsioni della funzione di densità permette di cogliere maggiormente i guadagni che si possono ottenere dai modelli non lineari, guadagni che vengono sistematicamente mascherati se il confronto con i modelli lineari viene condotto soltanto in termini di MSFE.

Dacco e Satchell (1999) sottolineano il fatto che la predominanza del modello *random walk* per la previsione dei tassi di cambio è fondata quasi esclusivamente sul MSFE, e suggeriscono, pertanto, di adottare metodi di valutazione appropriati per il problema oggetto di analisi; metodi basati sulla profittabilità dovrebbero rivelarsi più adeguati per i problemi di natura finanziaria. Test basati sulla percentuale di segni correttamente previsti, quali il test di Pesaran e Timmermann (1992), potrebbero essere quindi più rilevanti nelle decisioni riguardanti l'acquisto o la vendita di valuta estera.

3. Metodologia

In questa sezione presentiamo i modelli impiegati per la stima e la previsione dei rendimenti dei tassi di cambio e i test utilizzati per verificare la presenza di componenti non lineari nelle serie.

3.1. I modelli

3.1.1. Modelli autoregressivi a soglia

I modelli autoregressivi a soglia (*threshold autoregressive models*, TAR) furono proposti per la prima volta da Tong nel 1978 e sviluppati e divulgati in una serie di lavori successivi dello stesso Tong e di altri autori (Tong e Lim 1980, Tong 1983, Chan e Tong 1986, Granger e Teräsvirta 1993). L'idea fondamentale di questa classe di modelli non lineari è che l'andamento di un processo possa essere rappresentato da un insieme finito di autoregressioni lineari. Il modello autoregressivo (AR) che genera il valore della serie in ogni periodo è determinato dalla relazione che intercorre tra una variabile condizionante, detta *variabile di soglia*, e i valori della soglia stessa. Se la variabile condizionante è la variabile dipendente ritardata d periodi, il modello viene denominato *self-exciting threshold autoregressive model* (SETAR).

Si noti che la variabile di soglia y_{t-d} è continua in \mathfrak{R} , pertanto suddividendo l'insieme dei numeri reali definisce il numero di regimi che descrivono il processo considerato:

$$-\infty < r_0 < r_1 < \dots < r_n < r_{n+1} < \infty.$$

I valori r_j rappresentano le *soglie*. È importante osservare che il modello SETAR è lineare nello spazio della variabile di soglia, ma non rispetto al tempo. Se il processo si trova nel j^{esimo} regime, l'autoregressione di ordine p viene formalmente definita come segue:

$$y_t = \phi_0^{(j)} + \phi_1^{(j)} y_{t-1} + \dots + \phi_p^{(j)} y_{t-p} + \varepsilon_t^{(j)} \quad \text{per } r_{j-1} \leq x_{t-d} < r_j \quad (1a)$$

$$\varepsilon_t^{(j)} \sim \text{IID} (0, \sigma_{(j)}^2).$$

Poiché i diversi regimi possono avere differenti strutture autoregressive, p deve essere considerato come l'ordine massimo dei ritardi considerati e non come l'ordine comune a tutti i regimi.

Si noti, inoltre, che il modello SETAR è caratterizzato dal fatto che non è necessario, affinché y_t sia un processo stazionario, che esso lo sia in ciascun regime, è l'alternanza di regimi esplosivi e regimi non esplosivi che rende il processo *globalmente* stazionario.

Quando un processo stocastico può essere adeguatamente descritto da un modello SETAR, significa che la transizione da un regime all'altro avviene istantaneamente; quando invece essa avviene gradualmente nel tempo, il modello viene definito *smooth transition autoregressive model* (STAR) (si veda Granger e Teräsvirta 1993 per una descrizione dettagliata di questi modelli).

Stima dei modelli SETAR

Quando i parametri strutturali r e d sono noti, un modello SETAR può essere stimato effettuando $r + 1$ autoregressioni rispetto all'appropriato sottoinsieme di osservazioni, determinate dalla relazione tra la variabile di soglia e il valore della soglia (*arranged autoregression*). Alternativamente, è possibile stimare una sola regressione includendo le opportune funzioni di indicazione; in questo caso si ipotizza che la varianza degli errori stimati sia costante nei diversi regimi. Il modello può essere formulato come segue:

$$y_t = (\phi_0^{(1)} + \phi_1^{(1)} y_{t-1} + \dots + \phi_p^{(1)} y_{t-p}) [1 - I(y_{t-d} > r)] + (\phi_0^{(2)} + \phi_1^{(2)} y_{t-1} + \dots + \phi_p^{(2)} y_{t-p}) [I(y_{t-d} > r)] + \varepsilon_t \quad (1b)$$

dove $I(A)$ è una funzione di indicazione, con $I[A] = 1$ se l'evento A si verifica e $I[A] = 0$ altrimenti.

Nel caso generale, in cui sia il parametro di ritardo (d) sia la soglia (r) non sono noti, Tong (1983) suggerisce di seguire una procedura empirica in base alla quale il "miglior" modello viene selezionato come quello che minimizza il criterio di informazione di Akaike (AIC). Tuttavia, come posto in evidenza da Priestley (1988), tale procedura deve essere adottata quale guida per individuare una sottoclasse ristretta di modelli economicamente plausibili e statisticamente adeguati.

Per il caso del modello SETAR ($p_1, p_2; d$), Tong (1983) suggerisce la seguente procedura di stima a tre stadi: nel primo, per dati valori di d e r , diversi modelli AR vengono stimati sugli appropriati sottoinsiemi di dati e l'ordine dei ritardi è scelto in base al criterio di AIC.

Nel secondo stadio, il parametro d viene mantenuto fisso, mentre r può variare entro un intervallo di valori plausibili. La stima dei diversi modelli autoregressivi permette di determinare il parametro r come quello relativo al modello a cui è associato il valore minimo dell'AIC. Nella terza fase infine, anche d può variare e, ancora una volta, il suo valore viene scelto in base al modello che fornisce il più basso AIC.

3.1.2. Modelli GARCH

Un processo ARCH può essere definito nei termini della distribuzione degli errori di un modello in cui la variabile y_t è generata da

$$y_t = x_t \beta + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

dove x_t è un vettore $k \times 1$ di variabili esplicative, che nel nostro caso include solo valori ritardati di y_t , e β è il vettore $k \times 1$ dei coefficienti di regressione. Il modello ARCH proposto da Engle (1982) specifica la distribuzione di ε_t condizionata al set informativo Ψ_{t-1} che include i valori realizzati delle variabili $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k}$. In particolare, il modello assume:

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

dove

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (3)$$

con $\alpha_0 > 0$ e $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \dots, q$, per assicurare che la varianza condizionale sia positiva. La varianza degli errori dunque varia nel tempo, e dipende dalla grandezza degli errori passati.

Bollerslev (1986) ha proposto una generalizzazione del modello ARCH, che consiste nella seguente specificazione per la varianza condizionale:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p} \quad (4)$$

Questo processo è noto come GARCH (p, q) (*Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedastic process*). Per assicurare valori positivi della varianza condizionale vengono imposte le seguenti restrizioni: $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ per $i = 1, \dots, q$, e $\beta_i \geq 0$ per $i = 1, \dots, p$. In pratica, il valore q nel GARCH è molto più piccolo del valore q nella rappresentazione ARCH. Di solito, il semplice modello GARCH (1,1) offre un'adeguata descrizione di molte serie storiche economiche e finanziarie.

GARCH in media

Engle, Lilien e Robins (qui di seguito ELR; 1987) hanno esteso il modello ARCH introducendo la varianza condizionale come regressore nell'equazione della media della variabile:

$$y_t = x_t\beta + h_t \delta + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

dove $\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ e h_t è un processo (G)ARCH.

Nei modelli (G)ARCH-M la varianza condizionale viene inserita nell'equazione della media in varie forme: $\log(h_t)$, $\sqrt{h_t}$ e h_t .

GARCH asimmetrici

Un'estensione importante dei GARCH è rappresentata dalla classe dei modelli asimmetrici. Questi modelli permettono di catturare eventuali asimmetrie di impatto sulla varianza condizionale, determinate dai segni (oltre che dalla grandezza) degli *shock* subiti dalla serie nei periodi precedenti. I modelli più comunemente utilizzati sono il modello ARCH a soglia (*threshold heteroscedastic model*, TARARCH) (Glosten, Jagannathan e Runkle 1993 e Zakoian 1994), e il modello GARCH Esponenziale (EGARCH; Nelson 1991).

3.2. *Test di linearità*

La presenza di non linearità nelle serie relative alle differenze logaritmiche dei tassi di cambio tedesco, francese e giapponese viene analizzata applicando quattro diversi test di linearità: il test RESET, il test di Tsay (1986), il test S_2 , proposto da Luukkonen, Saikkonen e Teräsvirta (1988), e il test di McLeod e Li (1983). Tutti i test sono condotti sotto l'ipotesi nulla di linearità.

Il test RESET viene condotto sia nella forma tradizionale che nella versione modificata suggerita da Thursby e Schmidt (1977). Nel primo caso, come è noto, è necessario stimare una regressione autoregressiva di ordine p e una regressione ausiliaria nella quale vengono inclusi i regressori iniziali e i termini che rappresentano i valori predetti (*fitted values*) elevati a potenza, ottenuti dalla prima regressione. Nel secondo caso, invece, nella regressione ausiliaria vengono inclusi i

regressori iniziali sia linearmente che elevati sino a una data potenza, b . Thursby e Schmidt (1977) suggeriscono di imporre $b = 4$. Il test è stato calcolato nella versione Lagrange Multiplier (Granger e Teräsvirta 1993) con distribuzione χ^2 con gradi di libertà sino a $3p$ per il test nella versione modificata.

Il test di Tsay (1986) appartiene alla classe dei test basati sull'espansione di Volterra (Priestley 1980) e rappresenta una generalizzazione del test di Keenan (1985) in quanto include, oltre ai ritardi al quadrato della serie sottoposta ad analisi di non linearità, anche i prodotti incrociati degli stessi termini. Tsay dimostra che il test gode di un potere più elevato rispetto al test di Keenan. Sotto l'ipotesi nulla, che impone che tutti i coefficienti dei termini inclusi in forma non-lineare nella regressione ausiliaria siano congiuntamente uguali a zero, il test segue una distribuzione F con $p(p+1)/2$ e $[T-p-p(p+1)/2-1]$ gradi di libertà.

Mentre il test RESET e il test di Tsay vengono condotti sotto l'ipotesi di misspecificazione generica del modello, il test S_2 proposto da Luukkonen, Saikkonen e Teräsvirta è costruito assumendo un'ipotesi alternativa specifica, ovvero che la non linearità sia dovuta al fatto che è stato stimato un modello lineare piuttosto che un modello STAR. Nonostante il test sia stato inizialmente adottato per la classe dei modelli STAR, gli stessi autori hanno dimostrato che esso gode di buone proprietà, in termini di potere, anche nel caso dei modelli SETAR. Il test S_2 si distribuisce come un χ^2 con $p(p+1)/2 + 2p^2$ gradi di libertà, ed è calcolato come $S_2 = T(SSE_0 - SSE_1)/SSE_0$, dove SSE_0 è la somma dei residui al quadrato ottenuta dall'autoregressione lineare di ordine p per y_t , mentre SSE_1 è la somma dei residui al quadrato ottenuta dalla regressione ausiliaria:

$$y_t + \beta_0 + \beta'w_t + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \xi_{ij} y_{t-i} y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \Psi_{ij} y_{t-i} y_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p K_{ij} y_{t-i} y_{t-j}^3 = \varepsilon_t \quad (6)$$

dove il vettore w_t è costituito dai valori ritardati di y_t . In generale, l'ordine massimo dei ritardi p non è noto e, pertanto, deve essere selezionato, in base ai dati analizzati, secondo un criterio di informazione (ad esempio, l'AIC). Se il parametro di ritardo (d) è noto, y_{t-d} può essere sostituito al posto di y_{t-j} nella (6) e, in tal caso, il test ha una distribuzione χ^2 con $3p$ gradi di libertà. Seguendo il suggerimento Granger e Teräsvirta (1993) e Teräsvirta (1994), in questo lavoro si assume che il valore di d sia noto e che sia compreso nell'intervallo $[1,6]$. Nel

caso di rifiuto dell'ipotesi nulla di linearità il parametro d viene scelto in base al test che mostra il più basso valore di probabilità (p -value).

Per sottoporre a test l'ipotesi di non linearità in varianza è stato condotto il test di McLeod e Li (1983) che è simile a quello proposto da Ljung e Box (1978); entrambi, infatti si basano sulla stima della funzione di autocorrelazione dei residui al quadrato ottenuti da un modello autoregressivo lineare. Granger e Anderson (1978) sostengono che i residui stimati di modelli di serie storiche del tipo Box e Jenkins (1976) possono apparire non correlati anche se i quadrati degli stessi residui lo sono. Secondo Granger e Anderson, pertanto, la funzione di autocorrelazione dei residui al quadrato deve essere considerata un utile strumento nel tentativo di identificare correttamente i modelli non lineari. Il test di McLeod e Li viene calcolato come segue. Dal miglior modello AR (p) o ARMA (p, q) si ottengono i residui stimati \hat{u}_t e si calcola la funzione di autocorrelazione secondo l'espressione:

$$\hat{r}_u^2(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^T (\hat{u}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{u}_{t-k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{u}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2} \quad \text{dove } \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum \hat{u}_t^2$$

McLeod e Li dimostrano che, fissato m , $\sqrt{T}\hat{r}_u = [\hat{r}_u(1), \dots, \hat{r}_u(m)]$ si distribuisce asintoticamente come una normale per $T \rightarrow \infty$. È possibile, quindi, costruire la statistica *portmanteau* $Q^*(m)$,

$$Q^*(m) = T(T+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{r}_u^2(i)}{(T-i)},$$

che si distribuisce asintoticamente come un χ^2 con m gradi di libertà sotto l'ipotesi che i residui stimati \hat{u}_t siano indipendenti. Il test è pertanto potente nel discriminare le non linearità dovute alla presenza di effetti ARCH, ma non rispetto a non linearità di diverso tipo.

4. Analisi preliminare dei dati

L'analisi empirica è stata condotta sui rendimenti (variazioni logaritmiche) dei tassi di cambio. Le serie mensili dei logaritmi dei tre tassi di cambio e i loro rendimenti per il periodo gennaio 1973-luglio 1997 (294 osservazioni) sono illustrate nella figura 1a, mentre nella figura

1b sono illustrate le serie giornaliere per il periodo 7.8.1995-27.7.1997 (500 osservazioni). Le serie dei rendimenti sono tutte stazionarie in media, mentre per quanto riguarda la varianza sembra evidente, sia per le serie mensili che e soprattutto per quelle giornaliere, il fenomeno cosiddetto di *volatility clustering*, con periodi di alta volatilità seguiti da periodi di maggior tranquillità. Queste proprietà, se rilevanti, dovrebbero essere catturate in modo adeguato dai modelli del tipo GARCH.

Nella tabella 1 riportiamo misure descrittive delle proprietà statistiche dei rendimenti dei tassi di cambio. Tutte le serie, in particolare quelle giornaliere, sono caratterizzate da eccesso di curtosi; inoltre per il franco francese e per lo yen è evidente anche un certo grado di asimmetria. Il test di Jarque-Bera permette di rifiutare decisamente l'ipotesi di normalità delle serie.

Le tabelle 2a e 2b riportano i risultati, in forma di *p-values*, dei diversi test di linearità condotti sulle differenze logaritmiche dei tassi di cambio delle tre valute esaminate in questo lavoro.⁴

Per tutti i test il modello lineare sotto l'ipotesi nulla è stato stimato ipotizzando tre diverse strutture autoregressive, includendo un numero di ritardi $p = 4, 5$ e 6 . Nonostante il criterio di informazione prescelto, AIC, portasse a preferire il modello AR(6), sono stati stimati anche i modelli AR(4) e AR(5) per verificare che il risultato del test non fosse influenzato dall'inclusione di troppi parametri. Come posto in evidenza da Teräsvirta (1994), infatti, se il vero modello è non lineare, la stima di un modello lineare comporta, in generale, una più ricca struttura autoregressiva; da ciò potrebbe conseguire una perdita di potere per tutti i test di non linearità.

Il test RESET, sia nella sua versione classica che in quella modificata, è stato condotto secondo tre diverse specificazioni: nella prima regressione ausiliaria sono stati inclusi solo i termini al quadrato, nella seconda anche quelli cubici e nella terza anche i termini elevati alla quarta potenza.

Per quanto riguarda le serie *mensili*, come si può notare dalla tabella 2a, il test S_2 , condotto in base a un'ipotesi alternativa specifica, ovvero non linearità di tipo STAR, indica la presenza di non linearità in un numero elevato di casi; il test è robusto rispetto alla struttura autoregressiva e nella maggior parte dei casi i *p-values* più bassi si ot-

⁴ I valori per i quali i test di linearità sono significativi sono riportati in grassetto nelle tabelle 2a e 2b.

LOGARITMI DEI TASSI DI CAMBIO E LORO VARIAZIONI
(a) Dati mensili 1973.1-1997.7

segue: FIGURA 1

(b) Dati giornalieri 7.8.1995-27.7.1997

TABELLA 1A

MISURE STATISTICHE DEI RENDIMENTI DEI TASSI DI CAMBIO
(Dati mensili)

	F/\$	DM/\$	Y/\$
Media	0.000700	-0.001851	-0.003179
Mediana	-0.001087	-0.002323	0.000851
Massimo	0.116373	0.121743	0.115344
Minimo	-0.104154	-0.118541	-0.109147
Deviazione standard	0.033329	0.034553	0.033336
Asimmetria	0.210835	0.008767	-0.241786
Curtosi	3.968137	4.075787	3.954479
Jarque-Bera	13.65990	14.18089	14.02467
Probabilità	0.001081	0.000833	0.000901
Osservazioni	294	294	294

TABELLA 1B

MISURE STATISTICHE DEI RENDIMENTI DEI TASSI DI CAMBIO
(Dati giornalieri)

	F/\$	DM/\$	Y/\$
Media	0.000511	0.000554	0.000520
Mediana	0.000343	0.000623	0.000639
Massimo	0.021399	0.026467	0.032269
Minimo	-0.021487	-0.022191	-0.030984
Deviazione standard	0.004745	0.005120	0.006294
Asimmetria	-0.126063	0.016185	-0.329046
Curtosi	5.249135	5.607735	6.773632
Jarque-Bera	106.7120	141.6944	305.6955
Probabilità	0.000000	0.000000	0.000000
Osservazioni	500	500	500

tengono in corrispondenza di $d=1$. I risultati del test RESET e del test di Tsay, che ricordiamo dovrebbero discriminare rispetto a un'ipotesi alternativa di non linearità *generica*, permettono invece di rifiutare l'ipotesi di linearità solo in un numero limitato di casi. Infine, il test di McLeod e Li (1983) evidenzia la presenza di non linearità in varianza solo per lo yen e per il marco tedesco; il test è stato condotto per $m=1, 2, \dots, 12$; la tabella riporta, però, solo i risultati per $m=12$, in quanto non apparivano differenze significative per gli altri valori di m .

Per quanto riguarda le serie *giornaliere*, i test per la linearità indicano il rifiuto dell'ipotesi nulla in un numero superiore di casi rispetto ai risultati dei test ottenuti per le serie mensili (si veda la tabella 2b). Esiste dunque una più marcata evidenza di componenti non lineari nelle serie giornaliere dei tassi di cambio. In particolare, il test RESET nella versione di Thursby-Schmidt risulta più potente in quanto consente di rifiutare l'ipotesi di linearità un numero più elevato di volte rispetto a quanto non sia possibile fare in base ai risultati ottenuti adottando la sua versione tradizionale. L'evidenza fornita dal test S_2 dipende notevolmente dalla scelta del parametro d ; solo in corrispondenza, infatti, di bassi valori di questo ($d=1,2$), l'ipotesi di linearità può essere rifiutata per il franco francese e il marco tedesco; i rendimenti dello yen, d'altra parte, possono essere considerati una serie lineare solo per $d=5$. Il test di Tsay e il test McLeod-Li, i cui risultati vengono riportati per $m=5, 10$ e 21 , permettono di rifiutare l'ipotesi di linearità per tutte le valute e per le diverse strutture dinamiche considerate.

5. Risultati empirici

5.1. *Stima dei modelli*

5.1.1. Modelli lineari

L'analisi delle serie dei rendimenti mensili ha condotto all'identificazione di un processo AR(4) per il franco francese, un AR(2) per il marco tedesco, e un AR(3) per lo yen. Nel caso dei dati giornalieri è

TABELLA 2A

TEST DI NON LINEARITÀ - *p-VALUES*
(Dati mensili)

<i>p</i>	Franco francese			Marco tedesco			Yen		
	4	5	6	4	5	6	4	5	6
RESET-2	0.404	0.899	0.271	0.236	0.267	0.660	0.383	0.429	0.217
RESET-3	0.673	0.570	0.095	0.032	0.228	0.895	0.311	0.395	0.374
RESET-4	0.687	0.685	0.182	0.075	0.372	0.962	0.420	0.520	0.448
Mod. RESET-2	0.764	0.982	0.930	0.718	0.894	0.893	0.645	0.120	0.132
Mod. RESET-3	0.336	0.563	0.465	0.156	0.492	0.152	0.852	0.432	0.485
Mod. RESET-4	0.085	0.208	0.228	0.194	0.574	0.060	0.796	0.460	0.602
Tsay ^a	0.315	0.428	0.472	0.749	0.819	0.739	0.554	0.334	0.097
S ₂ , <i>d</i> =1	0.004	0.010	0.026	0.000	0.000	0.001	0.046	0.054	0.121
S ₂ , <i>d</i> =2	0.508	0.505	0.516	0.517	0.311	0.059	0.243	0.299	0.257
S ₂ , <i>d</i> =3	0.877	0.921	0.837	0.980	0.970	0.990	0.970	0.453	0.557
S ₂ , <i>d</i> =4	0.312	0.441	0.667	0.190	0.536	0.642	0.645	0.046	0.069
S ₂ , <i>d</i> =5	0.144	0.194	0.144	0.005	0.216	0.115	0.245	0.154	0.076
S ₂ , <i>d</i> =6	0.192	0.576	0.866	0.069	0.781	0.970	0.587	0.713	0.442
Q*(12)	0.883	0.991	0.998	0.007	0.186	0.045	0.000	0.000	0.000

p è l'ordine del processo autoregressivo sotto l'ipotesi nulla di linearità.

^a Mentre gli altri test seguono una distribuzione χ^2 , il test di Tsay segue una distribuzione F.

TABELLA 2B

TEST DI NON LINEARITÀ - *p-VALUES*
(Dati giornalieri)

<i>p</i>	Franco francese			Marco tedesco			Yen		
	4	5	6	4	5	6	4	5	6
RESET-2	0.083	0.563	0.583	0.130	0.828	0.386	0.323	0.483	0.302
RESET-3	0.200	0.846	0.566	0.037	0.934	0.045	0.083	0.121	0.137
RESET-4	0.015	0.946	0.385	0.057	0.803	0.098	0.119	0.171	0.178
Mod. RESET-2	0.054	0.067	0.062	0.054	0.081	0.117	0.285	0.395	0.495
Mod. RESET-3	0.060	0.110	0.132	0.012	0.022	0.036	0.006	0.013	0.032
Mod. RESET-4	0.066	0.144	0.209	0.018	0.031	0.064	0.026	0.037	0.073
Tsay ^a	0.088	0.035	0.077	0.086	0.013	0.033	0.048	0.070	0.010
S ₂ , <i>d</i> =1	0.766	0.722	0.846	0.044	0.015	0.019	0.073	0.081	0.062
S ₂ , <i>d</i> =2	0.386	0.242	0.088	0.015	0.041	0.016	0.124	0.017	0.010
S ₂ , <i>d</i> =3	0.376	0.374	0.484	0.135	0.179	0.124	0.017	0.020	0.006
S ₂ , <i>d</i> =4	0.707	0.632	0.782	0.618	0.622	0.705	0.539	0.092	0.161
S ₂ , <i>d</i> =5	0.183	0.282	0.219	0.114	0.172	0.122	0.436	0.530	0.352
S ₂ , <i>d</i> =6	0.746	0.536	0.448	0.615	0.553	0.189	0.007	0.004	0.014
Q*(5)	0.001	0.005	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q*(10)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Q*(21)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

p è l'ordine del processo autoregressivo sotto l'ipotesi nulla di linearità.

^a Mentre gli altri test seguono una distribuzione χ^2 , il test di Tsay segue una distribuzione F.

Tabella 3A

stato identificato invece un modello AR(5) per il franco e per il marco, e un AR(2) per lo yen. In tutti i casi i modelli sono ristretti, cioè i coefficienti dei termini autoregressivi intermedi sono uguali a zero.

5.1.2. Modelli SETAR

Per tutte le serie dei rendimenti abbiamo stimato modelli a una soglia (2 regimi) e a 2 soglie (3 regimi); la procedura di stima adottata è stata quella suggerita da Tong (1983).⁵ La selezione dei modelli è stata guidata sia dal criterio della minimizzazione dell'AIC che dalla predilezione per modelli più parsimoniosi qualora si sia ritenuto che l'ordine del processo autoregressivo sia stato sovrastimato dall'AIC. Inoltre, per la minimizzazione dell'AIC abbiamo considerato solo modelli in cui l'ordine massimo delle componenti AR non fosse maggiore di $p = 6$. I risultati della selezione dei diversi modelli sono riassunti nella Tabella 3.⁶ Tutti i modelli sembrano caratterizzati in considerevole misura da non linearità, sia quando sono stimati con serie mensili (Tabella 3a) che con serie giornaliere (Tabella 3b); i regimi, infatti, presentano generalmente strutture autoregressive e coefficienti stimati molto diversi.

Per quanto riguarda i dati mensili, nel caso del franco francese, secondo il modello a due regimi, i rendimenti seguirebbero un processo AR(2) nel primo regime, mentre sarebbero rappresentati dalla sola costante nel secondo. Nel caso del modello a tre regimi, i rendimenti sono descritti da una costante nei regimi estremi di forte apprezzamento e deprezzamento, mentre seguono un processo AR(2) nel regime intermedio. In particolare, si noti che per il modello a tre regimi la deviazione standard stimata è notevolmente più bassa in quello intermedio. Differenze notevoli tra i diversi regimi si possono riscontrare anche per le altre due valute; appare particolarmente interessante rilevare che la dinamica del modello SETAR a tre regimi è molto simile a quella già descritta per il franco francese. Questi risultati sono in linea con quelli teorici di Hsieh (1989) e quelli empirici di Kräger e

⁵ Tutti i modelli sono stati stimati con codici elaborati col programma Eviews. I codici sono disponibili su richiesta.

⁶ Si noti che anche i più semplici modelli SETAR con processi AR(1) in ciascun regime possono dar luogo a una serie di complicati andamenti dinamici. Inoltre, è importante notare che anche la costante svolge un ruolo molto rilevante nei modelli non lineari.

Tabella 3B

Kugler (1993): il fatto che la non linearità in media sia così rilevante può dipendere dall'esistenza di un regime di cambi flessibili manovrato, in cui le banche centrali intervengono per impedire forti apprezzamenti e deprezzamenti. Questo risultato è ulteriormente confermato dalle stime dei modelli SETAR ottenute con dati a frequenza giornaliera, come si può rilevare dalla tabella 3b.

5.1.3. Modelli GARCH

Componenti GARCH sono risultate significative solo nella serie dei rendimenti dello yen, per quanto riguarda i dati mensili, mentre sono emerse in tutte le serie giornaliere. Per poter cogliere la presenza di queste componenti abbiamo identificato alcuni modelli alternativi, fra cui un semplice GARCH(1,1), un EGARCH(1,1) e un TARCH(1,1) per tenere conto di possibili effetti asimmetrici sulla varianza condizionale, e un GARCH in media [GARCH-M(1,1)]. La scelta finale del modello, i cui risultati previsivi sono riportati nelle tabelle 4 e 5, è stata condotta sulla base dei criteri informativi di Akaike (AIC) e di Schwarz (SIC).

5.2. *Le previsioni*

Le previsioni sono state calcolate ricorsivamente da 1 a 24 passi avanti per le serie mensili, e da 1 a 21 passi avanti per quelle giornaliere. Ciascun modello è stato identificato e specificato una sola volta, ovvero per il primo periodo di stima 1973.2-1991.6 per le serie mensili, e per il periodo 7.8.1995-17.4.1997 per quelle giornaliere. Il periodo di stima è stato di volta in volta aggiornato di un'osservazione sino al 1997.7 (dati mensili) e sino al 27.7.1997 (dati giornalieri). Il modello è stato pertanto ristimato (ma non rispecificato) in modo da ottenere un totale di 50 previsioni puntuali per ciascun orizzonte temporale considerato (h).

Si ricorda che il procedimento per calcolare le previsioni a più passi avanti ($h > 1$) da modelli non lineari (SETAR) richiede la risoluzione di complicati calcoli analitici e l'impiego di tecniche di integrazione numerica o, in alternativa, il ricorso a metodi di simulazione; in questo lavoro le previsioni sono state ottenute col metodo Monte

Carlo⁷ secondo le indicazioni contenute in Clements e Smith (1997, 1998 e 1999).

La capacità previsiva dei modelli è stata valutata in questo lavoro utilizzando sia il RMSE che la percentuale di segni correttamente previsti. Infatti, valutazioni solo in termini di RMSE, come è pratica comune, possono fornire un quadro incompleto della capacità previsiva dei modelli. I risultati del nostro esercizio di previsione (RMSE e Segno) sono riportati nella tabella 4, mentre i grafici nella figura 2 permettono un più immediato e chiaro confronto della *performance* previsiva dei diversi modelli a seconda dell'orizzonte esaminato. La tabella 5 presenta, invece, i RMSE normalizzati rispetto al modello lineare, che rappresenta il nostro *benchmark*; ciascuno di essi è ottenuto dal rapporto $RMSE_{NL}/RMSE_L$; un valore inferiore all'unità significa che il modello non lineare fornisce previsioni più accurate del semplice modello lineare.⁸

La tabella 4 riporta, inoltre, il RMSE per il modello *random walk* nei livelli; è opportuno tuttavia evidenziare che solo il valore relativo a un passo avanti può essere confrontato con quelli ottenuti dagli altri modelli. Come accennato nell'introduzione, infatti, il RMSE non è direttamente confrontabile per modelli riguardanti diverse trasformazioni della variabile dipendente (Clements e Hendry 1993 e 1995).

Per quanto riguarda i dati mensili, come appare dai valori in grassetto della tabella 4a, emergono alcuni vantaggi dei modelli non lineari rispetto a quelli lineari e al *random walk*.

In particolare, per quanto riguarda il franco la previsione a un passo avanti del modello SETAR-3 è superiore al lineare sia in termini di RMSE che della percentuale dei segni corretti. Si noti, inoltre, che sia il modello SETAR che il lineare presentano un RMSE più basso del *random walk*. Qualche vantaggio dei modelli non lineari permane anche per $h > 1$.

Anche per il marco tedesco nella previsione a un passo avanti, il modello SETAR-2 presenta notevoli vantaggi rispetto al modello naïve e al lineare, mentre per $h > 1$ la superiorità dei vari modelli dipende dall'orizzonte previsivo.

Infine, nel caso dello yen, il *random walk* presenta un RMSE più basso sia del modello lineare che di quelli non lineari, mentre nel con-

⁷ Ogni previsione puntuale è stata ottenuta come media di 500 replicazioni.

⁸ La figura 2 e la tabella 5 riportano i risultati relativi solo ai dati mensili.

RMSE DEI MODELLI STIMATI
(dati mensili)

FIGURA 2

Tabella 4A

fronto diretto tra gli altri modelli appare la predominanza del GARCH-M sul modello lineare, sia in termini di RMSE che di percentuale di segni corretti; il SETAR-3, tuttavia, presenta la migliore *performance* in termini di segno, prevedendo il segno corretto nel 64% dei casi, al di sopra della percentuale *ex ante* del 50%. I vantaggi previsivi del GARCH-M permangono anche per la previsione a 3 passi avanti, mentre per $h > 3$ la *performance* dei modelli diventa indistinguibile.

Questi risultati sono riassunti anche nella tabella 5, dove i RMSE normalizzati rispetto al modello lineare pongono in evidenza guadagni dei modelli non lineari in alcuni casi di circa il 5%.

Per quanto riguarda le previsioni ottenute con dati giornalieri ci limitiamo a presentare nella tabella 4b solo quelle relative a 1 (un giorno) e a 5 (una settimana) passi avanti dal momento che per orizzonti previsivi superiori a 5 la *performance* previsiva non indica la superiorità relativa di alcun modello. È interessante notare che, anche se in termini di RMSE i modelli mostrano valori molto simili, sono evidenti differenze in termini della percentuale di segni corretti. In particolare, la tabella 4b mostra la superiorità del modello SETAR-3 nella previsione a un passo avanti nel caso del marco e dello yen; per il franco, invece, il modello lineare presenta la più alta percentuale di segni corretti. La superiorità previsiva del SETAR viene mantenuta per lo yen anche nella previsione a cinque passi avanti, mentre per il franco il GARCH-M è nettamente superiore agli altri modelli col 66% di segni correttamente previsti.

I modelli non lineari stimati con dati ad alta frequenza non sembrano dunque offrire maggiori guadagni in ambito previsivo rispetto ai modelli mensili, pertanto, possiamo affermare che l'inadeguata *performance* previsiva di questi, al di là di un passo avanti, può essere attribuita solo in parte agli effetti dell'aggregazione temporale dei dati.

Per concludere è evidente che ai guadagni emersi a favore di alcuni modelli non lineari non è possibile attribuire un valore generale in quanto essi dipendono dall'orizzonte considerato, dalle misure di capacità previsiva impiegate e dalle caratteristiche del periodo di previsione. È infatti noto che, se le non linearità tipiche del periodo di stima non si ripetono con la stessa intensità anche in quello previsivo, i modelli non lineari non si riveleranno superiori al semplice modello lineare.

TABELLA 4B

PERFORMANCE PREVISIVA DEI MODELLI
(Dati giornalieri)

	Numero di passi avanti			
	1		5	
	RMSE	Segno	RMSE	Segno
<i>Franco francese</i>				
Naïve	0.0047		0.0095	
Lineare AR(5)	0.0047	0.66	0.0047	0.60
GARCH-M	0.0047	0.64	0.0047	0.66
SETAR-2	0.0047	0.64	0.0048	0.54
SETAR-3	0.0047	0.58	0.0048	0.50
<i>Marco tedesco</i>				
Naïve	0.0050		0.0098	
Lineare AR(5)	0.0050	0.60	0.0050	0.58
GARCH-M	0.0052	0.60	0.0050	0.58
SETAR-2	0.0052	0.48	0.0049	0.54
SETAR-3	0.0051	0.62	0.005	0.54
<i>Yen</i>				
Naïve	0.0090	-	0.0247	-
Lineare AR(2)	0.0091	0.40	0.0093	0.40
GARCH-M	0.0091	0.46	0.0092	0.34
SETAR-2	0.0093	0.40	0.0092	0.38
SETAR-3	0.0092	0.50	0.0092	0.48

TABELLA 5

RMSE NORMALIZZATI RISPETTO AL MODELLO LINEARE
(Dati mensili)

	Numero di passi avanti					
	1	3	6	9	12	24
<i>Franco francese</i>						
SETAR-2	1.042	1.018	0.996	1.017	0.993	0.992
SETAR-3	0.997	1.015	1.000	1.020	0.993	0.989
<i>Marco tedesco</i>						
SETAR-2	0.963	1.012	0.987	1.037	1.000	0.985
SETAR-3	1.024	1.006	0.997	1.020	0.997	0.985
<i>Yen</i>						
GARCH-M	0.956	0.978	0.997	1.003	1.003	1.003
SETAR-2	1.021	1.018	0.997	1.015	1.000	1.009
SETAR-3	1.040	1.012	0.997	1.018	1.000	1.009

6. Conclusioni

In questo lavoro abbiamo messo a confronto la *performance* previsiva di modelli di serie storiche univariati alternativi per i rendimenti dei tassi di cambio di tre valute contro il dollaro USA: il franco francese (FF/\$), il marco tedesco (DM/\$) e lo yen (Y/\$). L'analisi è stata condotta sia su serie mensili che giornaliere; ciò ha permesso di valutare in modo più completo l'adeguatezza dei modelli nel descrivere e nel prevedere la diversa struttura non lineare dei dati. L'applicazione di diversi test per la linearità ha evidenziato la presenza di componenti non lineari rilevanti nelle serie mensili da noi considerate e ancora più marcate nelle serie giornaliere. Tre modelli non lineari, un SETAR a due regimi, un SETAR a tre regimi e un GARCH-M, sono stati confrontati sia tra di loro che direttamente con più semplici modelli lineari (AR e *random walk*).

Seppure dalla stima dei modelli siano emersi indizi significativi di componenti non lineari sia del tipo SETAR che GARCH, dal punto di vista previsivo i guadagni forniti da questi modelli rispetto ai modelli lineari usati come *benchmark* sono risultati evidenti solo per brevi orizzonti previsivi, mentre per quelli più lunghi la capacità previsiva dei vari modelli considerati è diventata indistinguibile. Una possibile spiegazione per l'inadeguata *performance* previsiva dei modelli SETAR, come già sottolineato da Diebold e Nason (1990), è la probabile assenza di non linearità nel periodo previsivo o, se presente, l'entità non è tale da garantire guadagni in termini di maggior accuratezza delle previsioni. Tuttavia, all'interno del periodo di stima i modelli SETAR hanno permesso di mettere in evidenza l'esistenza di diversi regimi nei quali i tassi di cambio esibiscono dinamiche diverse, fornendo una più adeguata descrizione dell'andamento delle serie rispetto ai modelli lineari.

Inoltre, ai guadagni previsivi emersi a favore di alcuni modelli non lineari non è stato possibile attribuire un valore generale, poiché in alcuni casi misure di capacità previsiva diverse hanno dato indicazioni contraddittorie. Il confronto è stato condotto sia in termini di RMSE che della percentuale di segni correttamente previsti. Nel caso di serie finanziarie, per esempio, allo scopo di ridurre le perdite, può essere più importante prevedere correttamente la direzione del rendimento, piuttosto che commettere un errore di piccola entità ma di se-

gno sbagliato. Recentemente alcuni studi Monte Carlo (Clements e Smith 1998) hanno dimostrato che, se il confronto tra modelli lineari e non lineari viene condotto in base a misure di valutazione quali le *forecast densities*, si ottengono in generale risultati più favorevoli ai modelli non lineari.

Infine, nel caso dei modelli a più regimi, è possibile che la prevedibilità della serie in esame vari a seconda del regime. Potrebbe, quindi, risultare utile in futuro valutare la capacità previsiva del modello in riferimento ai singoli regimi.

BIBLIOGRAFIA

- BOLLERSLEV, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, vol. 31, pp. 307-27.
- BOX, G.E.P. e G.M. JENKINS (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, seconda edizione, Holden-day, San Francisco.
- BROOKS, C. (1996), "Testing for non-linearity in daily sterling exchange rates", *Applied Financial Economics*, vol. 6, pp. 307-11.
- BROOKS, C. (1997), "Linear and non-linear (non-)forecastability of high-frequency exchange rates", *Journal of Forecasting*, vol. 16, pp. 125-45.
- CHAN, K.S. e H. TONG (1986), "On estimating thresholds in autoregressive models", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 7, pp. 179-90.
- CHAPPELL, D., J. PADMORE, P. MISTRY e C. ELLIS (1996), "A threshold model for the French franc/Deutschemark exchange rate", *Journal of Forecasting*, vol. 15, pp. 155-64.
- CLEMENTS, M.P. e D.F. HENDRY (1993), "On limitations of comparing mean squared forecast errors", *Journal of Forecasting*, vol. 12, pp. 617-37.
- CLEMENTS, M.P. e D.F. HENDRY (1995), "Forecasting in cointegrated systems", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, pp. 127-46.
- CLEMENTS, M.P. e J.P. SMITH (1997), "The performance of alternative forecasting methods for SETAR models", *International Journal of Forecasting*, vol. 13, pp. 463-75.
- CLEMENTS, M.P. and J.P. SMITH (1998), "Nonlinearities in exchange rates", *Warwick Economic Research Papers*, no. 504.
- CLEMENTS, M.P. and J.P. SMITH (1999), "A Monte Carlo study of the forecasting performance of empirical SETAR models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, pp. 123-41.
- DACCO, R. e S. SATCHELL (1999), "Why do regime-switching models forecast so badly?", *Journal of Forecasting*, vol. 18, pp. 1-16.
- DE ARCANGELIS, G. e G. GANDOLFO (1998), "The exchange rate as a nonlinear economic variable", *Working paper C.I.D.E.I.*, Università di Roma La Sapienza.

- DIEBOLD, F.X. e J.A. NASON (1990), "Nonparametric exchange rate prediction?", *Journal of International Economics*, vol. 28, pp. 315-32.
- DIXON, H. (1999), "Controversy: exchange rates and fundamentals", *The Economic Journal*, vol. 109, F652-F654.
- ENGLE, R.F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation", *Econometrica*, vol. 50, pp. 987-1008.
- ENGLE, R.F., D.M. LILIEN e R.P. ROBINS (1987), "Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model", *Econometrica*, vol. 55, pp. 391-407.
- FLOOD, R.P. e A.K. ROSE (1999), "Understanding exchange rate volatility without the contrivance of macroeconomics", *The Economic Journal*, vol. 109, F660-F672.
- GLOSTEN, L.R., R. JAGANNATHAN and D. RUNKLE (1993), "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, vol. 48, pp. 1779-802.
- GRANGER, C.W.J. e A.P. ANDERSON (1978), *An Introduction to Bilinear Time Series Models*, Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen.
- GRANGER, C.W.J. e T.-H. LEE (1999), "The effects of aggregation on nonlinearity", *Econometric Reviews*, vol. 18, pp. 259-69.
- GRANGER, C.W.J. e T. TERÄSVIRTA (1993), *Modelling Non-linear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- Hsieh, D.A. (1989), "A non-linear stochastic rational expectations model of exchange rates", unpublished manuscript, Fuqua School of Business, Duke University.
- KEENAN, D.M. (1985), "A Tukey nonadditivity-type test for time series nonlinearity", *Biometrika*, vol. 72, pp. 39-44.
- KRÄGER, H. e P. KUGLER (1993), "Non-linearities in foreign exchange markets: a different perspective", *Journal of International Money and Finance*, vol. 12, pp. 195-208.
- KRUGMAN, P. (1991), "Target zones and exchange rate dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, pp. 669-82.
- LJUNG, G.M. e G.E.P. BOX (1978), "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika*, vol. 65, pp. 297-303.
- LUUKKONEN, R. e P. SAIKKONEN (1988), "Lagrange multiplier tests for testing nonlinearities in time series models", *Scandinavian Journal of Statistics*, vol. 15, pp. 55-68.
- LUUKKONEN, R., P. SAIKKONEN e T. TERÄSVIRTA (1988), "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika*, vol. 75, pp. 491-99.
- MACDONALD, R. (1999), "Exchange rate behaviour: are fundamentals important?", *The Economic Journal*, vol. 109, F673-F691.
- MCLEOD, A.I. e W.K. LI (1983), "Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 4, pp. 269-73.

- MEESE, R. e K. ROGOFF (1983), "Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample?", *Journal of International Economics*, vol. 14, pp. 3-24.
- MEESE, R. A. e A.K. ROSE (1991), "An empirical assessment of nonlinearities in models of exchange rate determination", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 603-19.
- NELSON, D.B. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica*, vol. 59, pp. 347-70.
- PEEL, D.A. e A.E. SPEIGHT (1994), "Testing for non-linear dependence in inter-war exchange rates", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 130, pp. 391-417.
- PESARAN, M.H. e A. TIMMERMANN (1992), "A simple nonparametric test of predictive performance", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, pp. 461-65.
- PIPPINGER, M.K. e G.E. GOERING (1993), "A note on the empirical power of unit root tests under threshold processes", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 55, pp. 473-81.
- PRIESTLEY, M.B. (1980), "State-dependent models: a general approach to non-linear time series analysis", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 1, pp. 47-71.
- PRIESTLEY, M.B. (1988), *Non-linear and Non-stationary Time Series Analysis*, Academic Press, London.
- ROGOFF, K. (1999), "Monetary models of dollar/yen/euro nominal exchange rates: dead or undead?", *The Economic Journal*, vol. 109, pp. F655-F659.
- TERÄSVIRTA, T. (1994), "Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 89, pp. 208-18.
- THURSBY, J.G. e P. SCHMIDT (1977), "Some properties of tests for the specification error in a linear regression model", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 72, pp. 635-41.
- TONG, H. (1983), *Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis*, Springer-Verlag, New York.
- TONG, H. (1990), *Nonlinear Time Series. A Dynamical System Approach*, Clarendon Press, Oxford.
- TONG, H. and K.S. LIM (1980), "Thresholds autoregression, limit cycles and cyclical data", *Journal of the Royal Statistical Society, series B*, vol. 42, pp. 245-92.
- TONG, H. and R. MOEANADDIN (1988), "On multi-step nonlinear squares prediction", *The Statistician*, vol. 37, pp. 101-10.
- TSAY, R.S. (1986), "Nonlinearity tests for time series", *Biometrika*, vol. 73, pp. 461-66.
- WEISS, A.A. (1984), "Systematic sampling and temporal aggregation in time series models", *Journal of Econometrics*, vol. 26, pp. 271-81.
- ZAKOIAN, J.M. (1994), "Threshold heteroskedastic models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 18, pp. 931-55.