

Elisabetta Schirru*
Università di Cagliari

MODELLI DI DETERMINAZIONE
DEL TASSO DI CAMBIO:
UN'ANALISI DI COINTEGRAZIONE

Abstract: The aim of this paper is to examine the empirical relation between exchange rates and macroeconomic fundamentals for five major industrialized countries in the floating exchange rates period after 1973.

Two theoretical models of exchange rate determination are considered: a monetary model in Frankel's real interest differential version (1979), and a synthesis of monetary and portfolio balance approaches proposed by Ashok Parikh (1992).

The empirical analysis on these models has been run through the application of cointegration techniques, both in a univariate framework à la Engle & Granger and through the multivariate Johansen's procedure.

After the cointegration analysis, the long run estimates have been put in a structural ECM in order to model simultaneously long and short run dynamics.

The results for the monetary model in the long run are very interesting for France, Japan and Spain, while for Germany and UK the model cannot capture the actual pattern of the exchange rate; in the short run the difficulty in modelling exchange rate changes has been confirmed.

The synthesis model between the two approaches estimated for Germany, Japan and UK appears to be completely unsatisfactory.

* Questo lavoro rappresenta una sintesi della mia Tesi di Laurea dal titolo: "*Modelli Econometrici sui Tassi di Cambio: uno Studio di Cointegrazione*".

Ringrazio la Dott.ssa Gianna Boero per il suo aiuto nell'elaborazione di questo lavoro e per i preziosi suggerimenti in campo econometrico. Un ulteriore ringraziamento va alle Dott.sse Emanuela Marrocu e Daniela Sonedda per la disponibilità e l'attenzione dimostratemi. Alla Dott.ssa Emanuela Marrocu va un ringraziamento particolare per avermi fornito i dati.

1. Introduzione

L'esperienza del regime di cambi flessibili dal 1973 in poi ha portato un rinnovato interesse sui modelli di determinazione del tasso di cambio; a causa della similarità tra le variazioni dei tassi di cambio e quelle delle attività finanziarie, la letteratura si è infatti spostata dai modelli tradizionali, in cui il tasso di cambio si aggiustava per equilibrare la domanda internazionale di flussi di beni nazionali, ai modelli "*asset market*", in cui l'aggiustamento è determinato dalla domanda internazionale di stocks di attività finanziarie nazionali.

Le teorie della determinazione del tasso di cambio basate sulla "*asset market view*" sono due: l'approccio monetario e quello di equilibrio di portafoglio, la cui differenza principale concerne l'ipotesi di perfetta sostituibilità tra titoli domestici ed esteri presente nell'approccio monetario ma non in quello di equilibrio di portafoglio. Tale condizione comporta un'indifferenza da parte dei detentori di attività finanziarie rispetto alla composizione del proprio portafoglio, in quanto il tasso atteso di profitto dei titoli domestici e stranieri è lo stesso perché espresso in termini di un numerario comune.

I lavori empirici sinora condotti hanno per lo più messo in evidenza come tali teorie non spieghino né i movimenti del tasso di cambio né tantomeno i suoi cambiamenti; lavori come quelli di Dornbush (1980), Frankel (1983,1984), Macdonald e Taylor (1991) per i modelli monetari, Dooley e Isard (1982) per i modelli di equilibrio di portafoglio e Hooper e Morton (1982) e Parikh (1992) tra gli altri per quelli di sintesi tra i due approcci, riportano risultati complessivamente insoddisfacenti. Su tutti i lavori empirici sul tasso di cambio pende poi come una spada di Damocle il risultato di Meese e Rogoff (1983) in base al quale la performance previsiva di un semplice, ateoretico *random walk* supera quella di ogni modello strutturale di determinazione del tasso di cambio sinora elaborato. Tuttavia un rifiuto statistico di tali modelli non comporta necessariamente un loro rifiuto economico se la metodologia empirica è particolarmente sensibile a piccole deviazioni dalla teoria. La maggior parte dei lavori empirici sulla determinazione del tasso di cambio è infatti stata condotta con metodi di stima univariati che comportano una notevole perdita di informazioni, e senza tener conto dell'eventuale presenza di trend stocastici nelle serie. La limitatezza di tali approcci è confermata dal miglioramento della performance dei modelli "*asset market*" in quei lavori in cui è stata applicata la metodologia VAR (Papell (1988)), ma soprattutto in quelli in cui tale metodologia è stata utilizzata all'interno di un contesto di cointegrazione (Camarero e Tamarit (1995)).

In questo articolo viene presentata un'analisi empirica su due modelli di determinazione del tasso di cambio: un modello monetario *sticky price* nella versione *real interest differential* di Frankel (1979) e un modello di

sintesi tra gli approcci monetario e di equilibrio di portafoglio già utilizzato in diversi studi empirici, qui espresso nella formulazione di Parikh (1992).

Tale analisi empirica si basa sull'approccio econometrico di equilibrio così come elaborato da Granger (1981) ed Engle e Granger (1987) e da essi formalizzato nel concetto di cointegrazione. In seguito all'analisi di stazionarietà mediante i test Dickey-Fuller e Phillips-Perron, la verifica della cointegrazione è stata condotta sia con la procedura univariata a due stadi di Engle e Granger che con la procedura multivariata di Johansen (1988, 1991).

Poichè in base al teorema della rappresentazione di Granger (1987) un sistema cointegrato può essere espresso nella sua rappresentazione VAR a correzione dell'errore, è stata prestata una particolare attenzione nel modellare congiuntamente i movimenti di lungo periodo e le dinamiche di breve con il metodo di stima FIML (*Full Information Maximum Likelihood*) attraverso l'applicazione della procedura indicata da Harris (1995) che soddisfa i requisiti dell'approccio dal generale allo specifico di Hendry.

Lo schema di questo articolo è il seguente. Nel paragrafo 2 riassumeremo le principali teorie della determinazione del tasso di cambio. Nel paragrafo 3 illustreremo gli strumenti analitici che verranno utilizzati nell'analisi empirica. Nel paragrafo 4 presenteremo i risultati della stima di un modello monetario *sticky price* per cinque paesi industrializzati, mentre nel paragrafo 5 stimeremo per Germania, Giappone e Regno Unito un modello di determinazione del tasso di cambio che sintetizza l'approccio monetario e quello di equilibrio di portafoglio. Il paragrafo 6 conclude il lavoro.

2. Teorie della determinazione del tasso di cambio

Il primo modello monetario ad essere stato elaborato è quello *flexible price*; le assunzioni fondamentali su cui tale modello si basa sono due: una Parità dei Poteri d'Acquisto (PPP) continua e una funzione di domanda di moneta stabile. L'equazione della domanda di moneta per i due paesi considerati è una tipica equazione monetarista:

$$[2.1] \quad m_t = p_t + \varphi y_t - \lambda i_t$$

dove la domanda di moneta è funzione del livello dei prezzi, del reddito e del tasso di interesse, e tutte le variabili, con l'eccezione del tasso di interesse, sono espresse in logaritmi.

Risolvendo per i prezzi relativi si ottiene:

$$[2.2] \quad (p_t - p_t^*) = (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*)$$

Ricordando l'equazione della PPP:

$$[2.3] \quad s_t = p_t - p_t^*$$

e combinandola con la [2.2] si ottiene:

$$[2.4] \quad s_t = (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*)$$

Il tasso di cambio, come prezzo relativo di una valuta, è quindi determinato da offerta e domanda di moneta: un aumento nell'offerta di moneta domestica causerà un deprezzamento proporzionale, mentre un aumento nel livello del reddito domestico o una diminuzione del tasso di interesse domestico aumenteranno la domanda di moneta apprezzando quindi la valuta. Assumendo la validità della Parità Scoperta dei Tassi di Interesse (UIP) e ipotizzando aspettative razionali otteniamo l'equazione basilare del modello *flexible price*:

$$[2.5] \quad s_t = (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) + \lambda(\Pi - \Pi^*).$$

Tuttavia l'assunzione di PPP continua nei modelli monetari *flexible price*, che comporta un tasso di cambio reale costante e uguale a zero, non è compatibile con le ampie oscillazioni mostrate verificatesi in regime di cambi flessibili. Il modello monetario *sticky price* prevede invece un'*overshooting* dei tassi di cambio al disopra del loro livello di equilibrio di lungo periodo.

L'ipotesi critica che sta alla base di tale modello è che il mercato dei beni risponda a condizioni di squilibrio più lentamente rispetto al mercato delle attività finanziarie a causa dell'esistenza di contratti, di informazione imperfetta e di inerzia nei gusti dei consumatori; in questo modello, in cui la PPP è verificata solo nel lungo periodo, il tasso di cambio di *steady state* è dato da:

$$[2.6] \quad \bar{s} = (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) + \lambda(\Pi - \Pi^*)$$

Nel breve periodo, quando il tasso di cambio devia dal suo cammino di equilibrio, ci si aspetta che riduca la discrepanza con una velocità di aggiustamento pari a θ . Nel lungo periodo, invece, quando segue il suo cammino di equilibrio, aumenta al tasso $\Pi - \Pi^*$:

$$[2.7] \quad \Delta s^e = \theta(\bar{s} - s) + \Pi - \Pi^*.$$

Ricordando la UIP e combinandola con la [2.7] otteniamo un'equazione che rappresenta l'effetto *overshooting* di breve, dove la discrepanza tra il tasso di cambio effettivo e quello di equilibrio è proporzionale al differenziale tra i tassi di interesse reali:

$$[2.8] \quad s - \bar{s} = -(1/\theta) [(i - \Pi) - (i^* - \Pi^*)]$$

Combinando le equazioni [2.6] e [2.8] si ottiene:

$$[2.9] \quad s_t = (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) + \lambda(\Pi - \Pi^*) - (1/\theta) [(i - \Pi) - (i^* - \Pi^*)]$$

l'equazione [2.9] è identica alla [2.5] con l'aggiunta del differenziale tra i tassi di interesse reali, ed è per questo chiamata *real interest differential equation*. Il segno negativo della variabile [(i-Π)-(i*-Π*)] indica che un aumento nel tasso di interesse domestico, per un dato tasso di inflazione atteso, attrae un flusso di capitali che fa apprezzare la valuta (sino al punto in cui si genera un'aspettativa di deprezzamento futuro sufficiente a bilanciare il differenziale tra i tassi di interesse). La chiave di lettura del modello sta nel fatto che i prezzi reagiscono lentamente rispetto al tasso di cambio, per cui sono possibili variazioni del valore della valuta in termini reali.

Un modello che sintetizza l'approccio monetario e quello di equilibrio di portafoglio è dato dall'equazione:

$$[2.10] \quad s = (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) + \lambda(\Pi - \Pi^*) - (1/\theta)(i_t - i_t^* - \Pi + \Pi^*) \\ + (1/\theta)X + \mathbf{g} \sum_{i=0}^n [C_{t-i} - E_{t-1-i}(C_{t-i})] + \bar{e}_0.$$

Tale modello integra la [2.9] attraverso l'introduzione di un premio a rischio e di un termine rappresentante le "news". Il premio a rischio è dato dalla variabile (1/θ)X, la cui introduzione permette di abbandonare l'ipotesi di perfetta sostituibilità tra titoli domestici e stranieri. Inoltre il modello è stato costruito assumendo che il cambiamento atteso nel tasso di cambio reale di equilibrio sia pari a zero e che il tasso di cambio reale vari in risposta a sviluppi inattesi nel conto corrente della bilancia commerciale. Infatti, accumulando il tasso di cambio reale di lungo periodo a partire da un valore iniziale \bar{e}_0 si ottiene:

$$[2.11] \quad \bar{e}_t = \bar{e}_0 + \mathbf{g} \sum_{i=0}^n [C_{t-i} - E_{t-1-i}(C_{t-i})]$$

dove il tasso di cambio reale di equilibrio nel periodo t è funzione di una condizione iniziale e di una somma cumulativa di shocks inattesi o "news" nel conto corrente; una delle implicazioni centrali dell'ipotesi di aspettative razionali è infatti che gli eventi non anticipati giochino un ruolo

fondamentale nella determinazione delle variabili reali e delle remunerazioni delle attività finanziarie, costituendo spesso la componente principale dei movimenti dei tassi di cambio. Questo principio generale è stato applicato all'analisi della relazione tra tassi di cambio e partite correnti [Parikh (1992)], e tra tassi di cambio e differenziali dei tassi di interesse [Frenkel (1981)].

3. Analisi econometrica delle serie storiche non stazionarie

In seguito al lavoro di Nelson e Plosser del 1982, che ha dimostrato come la maggior parte delle serie macroeconomiche statunitensi seguano un processo *random walk*¹, è cresciuta l'attenzione nei confronti dell'eventuale presenza di trend stocastici nelle serie utilizzate nelle analisi empiriche. Se non si tiene conto della presenza di questi trend, infatti, gli OLS sono distorti, inefficienti e inconsistenti, e non esistono valori critici dei test t ed F asintoticamente corretti. Per questa ragione gli analisti delle serie storiche suggeriscono di differenziare le variabili in modo da ottenere stazionarietà. Tuttavia, così come non è corretto l'utilizzo di variabili non stazionarie, è altrettanto sbagliato specificare un modello dinamico solo in termini di serie differenziate, in quanto tale modello non dà nessuna informazione sulla soluzione di *steady state* del sistema che è invece fornita dai livelli delle serie.

Per risolvere questi inconvenienti il concetto di cointegrazione è fondamentale, perché prevede l'esistenza di una relazione stazionaria tra serie storiche che prese individualmente non presentano caratteristiche di stazionarietà. Infatti, per quanto combinazioni lineari di variabili non stazionarie siano di solito non stazionarie, è possibile che esista una loro particolare combinazione lineare che sia stazionaria, cioè tale da far elidere i trend stocastici di lungo periodo delle serie. Se questa condizione esiste, le serie si dicono cointegrate.

Considerando un vettore di variabili z_t , le sue componenti si dicono cointegrate di ordine (d,b) con $d \geq b \geq 0$, e vengono indicate come $z_t \sim CI(d,b)$, se tutte le componenti di z_t sono $I(d)$ e se esiste un vettore $\phi \neq 0$ tale che $u_t = \phi' z_t \sim I(d-b)$. Il vettore ϕ è detto vettore di cointegrazione.

L'unicità del vettore di cointegrazione ϕ può essere dimostrata se z_t contiene solo due variabili; se invece le variabili sono più di due, il numero dei vettori cointegranti può aumentare. Tra le procedure univariate per la verifica della cointegrazione, quella proposta da Engle e Granger implica la presenza di un test per la verifica della stazionarietà dei residui della regressione di cointegrazione (relazione di lungo periodo), che sono dati da:

¹ Tali risultati sono stati messi in discussione da Perron (1989), che ha mostrato come i test per *unit root* siano inconsistenti se la serie è un TSP con un *break* nella pendenza, e abbiano un potere ridotto se il *break* è nel *drift*; tuttavia, come dimostrato da Zivot ed Andrews (1992), da Banerjee, Lumsdaine e Stock (1992) e più recentemente da Nunes, Newbold e Kwan (1994), se si rendono endogeni gli shocks, considerando i *breakpoints* come avvenuti in una data sconosciuta a priori, vengono confermati i risultati di Nelson e Plosser.

$$[3.1] \quad \hat{u}_t = y_t - \hat{\mathbf{b}}' x_t$$

Supponendo che tali residui seguano un processo AR(1), parlare di cointegrazione significa affermare che $\hat{u}_t \sim I(0)$ e che il coefficiente autoregressivo nel processo dell'errore è minore di 1.

L'ordine di integrazione dei residui può essere testato con dei test per la verifica della stazionarietà, come i test Dickey -Fuller o Phillips-Perron, o con un DW proposto da Sargan e Bhargava (1983).

Le procedure recentemente proposte in letteratura mirano a estendere i precedenti approcci ad un contesto multivariato in cui le relazioni di cointegrazione tra n variabili sono più di una; i risultati più interessanti sono stati ottenuti applicando allo studio della cointegrazione la metodologia VAR.

Consideriamo il vettore z_t composto da n elementi, per il quale vigono le condizioni $z_t \sim I(1)$ e $\Delta z_t \sim I(0)$:

$$[3.3] \quad z_t = \pi_1 z_{t-1} + \pi_2 z_{t-2} + \dots + \pi_k z_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

dove ciascuna π_i è una matrice di parametri ($n \times n$). Se le serie sono cointegrate, in base al teorema della rappresentazione di Granger sappiamo che il sistema può essere scritto nella forma ECM (*Error Correction Model*):

$$[3.4] \quad \begin{aligned} \Delta z_t &= \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \pi z_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i (1-L) L^i z_t + \pi z_{t-k} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

dove $\Gamma_i = -(I - \pi_1 - \dots - \pi_i)$ per ($i = 1, \dots, k-1$), e $\pi = -(I - \pi_1 - \dots - \pi_k)$.

Poiché $z_t \sim I(1)$, sappiamo che gli elementi sotto il simbolo di sommatoria nella [3.4] sono $I(0)$, e l'ultimo elemento è una combinazione di variabili $I(1)$. In questo caso la matrice π di dimensione ($n \times n$) ha rango $r < n$, e può essere espressa come prodotto di due matrici ($n \times r$) α e β entrambe di rango r . La matrice β è chiamata matrice di cointegrazione, e ha la proprietà che $\beta' z_t \sim I(0)$. Se vi è cointegrazione, quindi, la matrice $\beta' z_{t-k}$ costituisce un insieme di meccanismi a correzione dell'errore. La matrice α misura invece la velocità di aggiustamento di ogni variabile rispetto a un disturbo nella relazione di equilibrio, ed è per questo chiamata *feedback matrix*.

Johansen (1988) fornisce due test LR - *Itrace* e *Imax* - per verificare il numero dei vettori di cointegrazione. Il test *Itrace* verifica l'ipotesi che vi siano al massimo r vettori cointegrati con $0 \leq r < n$:

$$[3.5] \quad \mathbf{h}_r = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - I_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1.$$

Il test *I*_{max} ha la stessa ipotesi nulla del test *I*_{trace}, ma una diversa ipotesi alternativa, in quanto testa l'ipotesi che il numero dei vettori di cointegrazione sia *r* contro l'alternativa meno generale *r* + 1:

$$[3.6] \quad \zeta_r = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1.$$

La procedura di Johansen permette non solo di stimare tutti i vettori di cointegrazione e testarne la significatività statistica, ma anche di condurre un'inferenza statistica sullo spazio di cointegrazione attraverso la costruzione di un test per restrizioni lineari sui parametri di cointegrazione e/o sulla matrice α . Tale statistica è un test LR asintoticamente distribuito come un χ^2 con un numero di gradi di libertà corrispondenti al numero delle restrizioni imposte sulle matrici dei coefficienti β e/o α .

4. Stima di un modello monetario *sticky price - real interest differential*

L'analisi sul modello monetario nella versione *sticky price - real interest differential* è stata condotta su base trimestrale per Francia, Germania, Giappone, Regno Unito e Spagna nei confronti degli Stati Uniti. Il periodo campionario varia a seconda dei paesi a causa della diversa disponibilità di dati: per la Francia 1978:Q1-1995:Q2; per la Germania e il Giappone 1973:Q1-1995:Q2; per il Regno Unito 1973:Q1-1994:Q1 e per la Spagna 1978:Q1-1993:Q4. I dati utilizzati per la conduzione dell'analisi derivano dall'*International Financial Statistics*, dalle *National Government Statistics* dei paesi considerati e dall'*OECD*². La stima è relativa a un modello monetario di determinazione del tasso di cambio del tipo:

$$[2.9] \quad s_t = (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) - \alpha[(i - \Pi) - (i - \Pi^*)] + \lambda(\Pi - \Pi^*)$$

dove tutte le variabili - con l'eccezione dei tassi di interesse - sono espresse in scala logaritmica. Tale modello racchiude due specificazioni della teoria monetaria: un λ positivo e un $\alpha=0$ implicano infatti una conferma del modello *flexible price*, mentre un segno negativo di α corrisponde a quanto postulato dal modello *real interest differential* di Frankel (1979).

Lo scopo della seguente analisi è quello di testare se esistano delle relazioni di cointegrazione tra le variabili della [2.9], e se le eventuali relazioni trovate soddisfino le restrizioni imposte dalle teorie. La restrizione più importante è quella relativa alla proporzionalità tra tasso di cambio e

² Informazioni più dettagliate sono disponibili all'interno della mia tesi di Laurea indicata in bibliografia.

offerta relativa di moneta [cioè se il coefficiente di $(m_t - m_t^*)$ è uguale a 1], ma deve anche essere verificata la significatività dei λ e degli α , per poter stabilire quale versione del modello monetario trova maggior conferma dai dati.

Analisi di stazionarietà

L'analisi di stazionarietà è stata condotta sia con i test ADF che con i test Phillips-Perron³ seguendo la procedura di Dolado *et al.* (1990) come riformulata da Enders (1995), che è un utile strumento per la determinazione del *Data Generating Process* (DGP) delle serie.

L'applicazione dei test Phillips-Perron - i quali hanno una correzione parametrica per tener conto della natura non *white noise* del termine d'errore - si è resa necessaria in quanto i residui delle regressioni dei test ADF hanno segnalato problemi di normalità ed eteroschedasticità. Le conclusioni dell'analisi di stazionarietà, non riportata in questa sede, è che tutte le serie possono essere descritte da un processo I(1) con un'approssimazione più o meno buona. Tale conclusione è stata raggiunta affiancando ai risultati statistici un'analisi Box-Jenkins e un'analisi grafica.

Procedura a due stadi di Engle e Granger

Prima di passare alla procedura multivariata di Johansen, l'analisi di cointegrazione è stata condotta seguendo la procedura a due stadi di Engle e Granger (1987), sia attraverso il metodo di stima OLS che il metodo FME (*Full Modified Estimator*) di Phillips-Hansen che utilizza un aggiustamento parametrico per la correzione seriale e l'endogeneità, le cui stime hanno proprietà simili a quelle degli stimatori FIML. Le stime FME delle relazioni di lungo periodo sono riportate nella tabella [4.1]⁴.

Come risulta dalla tabella, i risultati più soddisfacenti sono quelli relativi alla Francia: il coefficiente dell'offerta relativa di moneta ha infatti un valore vicino a 1 e i coefficienti del reddito relativo e del differenziale d'inflazione hanno un segno compatibile con la teoria; il differenziale tra i tassi di interesse reali non sembra invece avere effetto sul cambio, confermando la teoria monetaria *flexible price*. Per la Germania invece, la maggior parte dei coefficienti ha segno scorretto, in particolar modo il coefficiente dell'offerta relativa di moneta, mentre per quanto riguarda il Giappone i valori stimati hanno i segni attesi in base al *real interest differential model*. Le stime per il Regno Unito non sono consistenti con la teoria, mentre per quelle spagnole valgono le stesse considerazioni fatte per

³ L'analisi empirica oggetto di quest'articolo è stata condotta utilizzando il pacchetto econometrico *PcGive Professional* versione 8.00 scritto da J. A. Doornik e D. F. Hendry. Per la conduzione dei test Phillips-Perron e delle regressioni con la procedura Phillips-Hansen è stato utilizzato il programma *Rootine* versione 1.21 scritto da P. Burridge.

⁴ Le stime OLS, non riportate per motivi di spazio, hanno generalmente valori assoluti di poco inferiori rispetto alle stime FME, e segno uguale.

la Francia, anche se il coefficiente dell'offerta relativa di moneta ha un valore assoluto di molto inferiore a 1.

Nella tabella [4.2] sono presentati i risultati dell'analisi di stazionarietà sui residui delle regressioni di cointegrazione ottenute sia con la stima OLS che con quella FME. L'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione è rifiutata per la Francia a un livello di significatività dell'1% e per la Germania a un livello di significatività rispettivamente del 5% con OLS e del 10% con FME.

Procedura di Johansen

Per quanto il metodo FME con il quale è stata condotta la procedura di Engle e Granger attenui le distorsioni dovute all'ipotesi di esogeneità sulle variabili esplicative, esso si basa comunque sulla stima di un'equazione statica, che causa perdita di potenza; tale inconveniente può essere superato attraverso un approccio ECM o mediante la procedura di Johansen, della quale la procedura ECM è un caso particolare per un sistema in cui il vettore di cointegrazione appare solo nell'equazione di interesse.

Per la selezione dell'ordine dei VAR non ristretti da utilizzare nell'analisi di cointegrazione di Johansen sono stati utilizzati la statistica Portmanteau, che è una versione della Ljung-Box corretta per i gradi di libertà, un test LM per l'autocorrelazione e un test per la normalità dei residui. Tali test sono stati condotti sia a livello di singola equazione che a livello di sistema. In subordine sono stati considerati i test per l'eteroschedasticità e la forma funzionale.

Per la Francia è stato possibile selezionare un VAR(2) grazie ai valori molto bassi dei test diagnostici, mentre per i rimanenti paesi non è stato possibile selezionare un VAR di ordine inferiore a 3⁵; la costante è stata inserita non ristretta solo quando i test per *unit root* hanno indicato la presenza di *drifts* nelle serie e la stessa costante non ristretta è risultata significativa nella stima del VAR. I vettori di cointegrazione sono poi stati ottenuti attraverso il metodo di stima ML proposto da Johansen (1988).

Anche in questo caso i risultati più robusti sono quelli relativi alla Francia: la presenza di un vettore di cointegrazione è stata infatti accettata dai test *I_{max}* e *I_{trace}* ad un livello di significatività dell'1%; per la Germania i test non hanno indicato alcuna relazione di cointegrazione, mentre ne è stata segnalata una per il Giappone al 5% e per il Regno Unito al 10%. Per la Spagna i test hanno individuato due vettori cointegranti. I risultati di questi test non sono riportati per motivi di spazio, mentre le stime dei vettori di cointegrazione e degli autovalori sono esposte nella tabella [4.3].

⁵ I test diagnostici tra l'altro non sono del tutto positivi: il VAR tedesco ha problemi di autocorrelazione e normalità, e lo stesso dicasi per il VAR giapponese. Tuttavia aumentando l'ordine dei VAR non si riesce a minimizzare tali inconvenienti.

Come risulta dalla tabella, i parametri della relazione di lungo periodo per la Francia hanno tutti il segno e il valore atteso: l'offerta relativa di moneta ha segno corretto, ed è necessario un test LR per verificare la restrizione di proporzionalità fra tale variabile e il tasso di cambio. La variabile $(y-y^*)$ ha coefficiente negativo, indicando che un aumento del reddito relativo crea una variazione nei saldi reali di moneta che fa salire i tassi di interesse e quindi apprezzare il cambio; l'aumento di un punto percentuale del differenziale d'inflazione fa deprezzare il cambio dello 0.11%, e il coefficiente del differenziale tra i tassi di interesse reali conferma il modello *sticky price*, contrariamente a quanto trovato con la procedura di Engle e Granger.

La mancanza di una relazione di cointegrazione per la Germania può invece essere dovuta alle grandi variazioni succedutesi dal 1989 in seguito all'Unificazione. L'impatto dell'Unificazione sulla relazione di cointegrazione verrà meglio analizzato in una fase successiva del lavoro.

Per quanto riguarda il Giappone, l'offerta relativa di moneta ha un segno positivo, anche se il suo valore è superiore a 1; dato che anche gli altri coefficienti hanno il segno atteso, la versione del modello monetario che sembrerebbe verificata è quella *sticky price real interest differential*, tra l'altro già confermata dalla stima univariata Phillips-Hansen.

Per il Regno Unito la relazione di lungo periodo individuata dal vettore cointegrante è del tutto incongruente con una relazione di determinazione del tasso di cambio, confermando quanto già ottenuto con la procedura di Engle e Granger: il coefficiente della variabile $(m-m^*)$ ha infatti segno negativo, e anche gli altri coefficienti sono sistematicamente in disaccordo con la teoria.

Il caso spagnolo è invece più interessante, in quanto il test I_{max} individua la presenza di un vettore di cointegrazione, con un valore per l'ipotesi alternativa $r=2$ non di molto inferiore al valore critico del 10% (il valore del test è 25.18 e il valore critico è 25.5); il test I_{trace} indica invece la presenza di due vettori di cointegrazione, uno dei quali al 10%. La prima relazione di lungo periodo è però difficilmente accettabile come equazione del tasso di cambio in quanto sia l'offerta relativa di moneta che il differenziale tra i tassi di interesse reali entrano nella relazione con un segno sbagliato. La seconda, corrispondente all'autovalore 0.33, è sicuramente più in linea con quanto postulato dalla teoria monetaria, e può essere interpretata come relazione *sticky price*, diversamente da quanto ottenuto con la stima Phillips-Hansen che suggeriva invece l'accettazione di un modello *flexible price*.

Il passo successivo consiste nel verificare formalmente se le stime non ristrette delle relazioni di lungo periodo così ottenute siano compatibili con quanto imposto dalla teoria. Di fatto con la procedura di Johansen sono già stati ottenuti risultati molto importanti, in quanto il segno dei coefficienti

stimati è risultato essere quasi sempre in linea con quanto postulato dal modello teorico; le uniche eccezioni riguardano Germania e Regno Unito. Per il Regno Unito risulta tra l'altro superfluo testare restrizioni lineari.

Dato il seguente vettore di cointegrazione teorico:

$$[4.1] \quad \beta_{i1}s - \beta_{i2}(m-m^*) + \beta_{i3}(y-y^*) + \beta_{i4}[(i-\Pi)-(i^*-\Pi^*)] - \beta_{i5}(\Pi-\Pi^*)$$

la restrizione che verrà testata sui vettori β è la seguente:

$$[4.2] \quad H_1: \beta_{i1} = -\beta_{i2} \quad (i=1, \dots, r)$$

dove r è il numero dei vettori di cointegrazione. La H_1 è un'ipotesi relativa al valore unitario dell'elasticità di lungo periodo tra tasso di cambio e offerta relativa di moneta, e rappresenta praticamente la restrizione più importante per i modelli monetari. I vettori di cointegrazione ristretti ottenuti attraverso l'imposizione della [4.2] saranno poi inseriti in un modello a correzione dell'errore che permetta di spiegare anche le dinamiche di breve del sistema.

L'inferenza statistica sulle relazioni di lungo periodo ha di fatto convalidato il modello monetario: per Francia, Giappone e Spagna⁶ l'ipotesi sulla proporzionalità tra tasso di cambio e offerta relativa di moneta è stata accettata in base al test LR; le relazioni da inserire nell'ECM sono quindi date dalle stime della tabella [4.3] sulle quali è stata imposta la restrizione [4.2]:

$$[4.3] \quad s_{FR} = 1.2 + (m-m^*) - 3.3(y-y^*) - 0.06[(i-\Pi)-(i-\Pi)^*] + 0.10(\Pi-\Pi^*)$$

$$[4.4] \quad s_{JP} = (m - m^*) - 1.11(y - y^*) - 0.09[(i-\Pi)-(i-\Pi)^*] + 0.20(\Pi-\Pi^*)$$

$$[4.5] \quad s_{ES} = 1.5 + (m-m^*) - 5.1(y-y^*) - 0.03[(i-\Pi)-(i-\Pi)^*] + 0.20(\Pi-\Pi^*).$$

In base all'accettazione delle restrizioni imposte, possiamo concludere che il modello monetario nella sua formulazione *sticky price* è stato confermato dall'analisi empirica per Francia, Giappone e Spagna come relazione di lungo periodo, non solo in quanto i coefficienti presentano dei segni in accordo con la teoria, ma anche perché è stato confermato il valore unitario dell'elasticità di lungo periodo tra tasso di cambio e offerta di moneta. Questo è importante, in quanto in molti lavori empirici precedenti non sono stati ottenuti gli stessi risultati per il periodo relativo al regime di cambi flessibili. Un fattore negativo è invece rappresentato dal fatto che la

⁶ Per quanto riguarda la Spagna, la restrizione di proporzionalità tra tasso di cambio e offerta relativa di moneta è stata testata unicamente sul vettore di cointegrazione corrispondente all'autovalore 0.33 nella tabella [4.3].

velocità d'aggiustamento del termine a correzione dell'errore nelle equazioni del tasso di cambio ha un valore molto basso per tutti i paesi, indicando che una deviazione dalla relazione di equilibrio impiega svariati anni per colmarsi.

Costruzione di un ECM strutturale

Determinate le relazioni di cointegrazione, l'analisi procede con la costruzione di un *Vector Error Correction Model* (VECM) con i vettori di cointegrazione ristretti inseriti come termini autonomi: la relazione descritta dal vettore β è infatti una relazione di *steady state*, situazione nella quale tutte le variabili hanno ormai raggiunto l'equilibrio, compresa la variabile con una velocità di aggiustamento più bassa, cioè quella relativa al livello dei prezzi.

In base al modello *sticky price*, l'aggiustamento di breve periodo è invece rappresentato dal differenziale tra i tassi di interesse reali, un cui aumento provoca un apprezzamento della valuta a causa della lentezza d'aggiustamento dei prezzi; per questa ragione in un ECM ci si aspetta un valore significativo del coefficiente relativo a tale variabile.

Per catturare le dinamiche di breve per Francia, Giappone e Spagna, è stata seguita la procedura indicata da Harris (1995), che consiste nella costruzione di un ECM strutturale al quale si arriva attraverso tre stadi. Il primo stadio è rappresentato dalla stima OLS di un VECM, in seguito alla quale viene modellato un PVECM (*parsimonious VECM*) attraverso l'eliminazione dei regressori non significativi. Il secondo stadio consiste nella stima OLS di un modello condizionale che tenga conto dell'eventuale esogeneità debole delle variabili, mentre il terzo vede la costruzione di un ECM strutturale nel quale le variabili endogene che determinano altre variabili endogene sono inserite come regressori nella parte destra del modello. La stima di quest'ultimo modello è condotta col metodo FIML.

Nella tabella [4.4] sono illustrati i risultati dell'applicazione della procedura appena esposta; per motivi di brevità sono riportate unicamente le stime dell'ECM strutturale relative alla sola equazione del tasso di cambio.

Dalle stime esposte in tabella risulta che la performance di breve periodo del modello monetario è inferiore a quella di lungo; infatti, nonostante la natura *white noise* dei residui segnalata dai test diagnostici, la significatività dei coefficienti delle variabili esplicative è bassa nella maggior parte dei casi, e la correlazione tra i valori effettivi e quelli stimati indica che il modello monetario non riesce a catturare completamente le dinamiche di breve periodo del tasso di cambio: le variazioni del tasso di cambio effettivo sono infatti molto maggiori di quelle stimate dal modello. Per quanto riguarda la Francia, inoltre, non è neanche confermata la versione di Frankel secondo cui nel breve periodo il tasso di cambio reagisce immediatamente ai movimenti nei differenziali tra i tassi di interesse reali,

dato che il coefficiente della variabile $D(i-\Pi)-(i^*-\Pi^*)_{t-1}$ ha valore positivo e non è significativo. Questo risultato può essere dovuto al fatto che i controlli sui movimenti di capitale sono stati aboliti in Francia solo nel 1990, mentre il modello teorico ipotizza perfetta libertà nel mercato dei capitali. La velocità di aggiustamento è invece pari a -0.07 con una significatività del 10%; tale valore è molto vicino al suo corrispondente ottenuto con la stima di lungo (-0.04), il quale non era tuttavia risultato significativamente diverso da zero.

Anche per il Giappone il termine a correzione dell'errore ha segno negativo ed è significativamente diverso da zero; inoltre, rispetto alla Francia, il differenziale tra i tassi di interesse reali ha segno corretto e risulta essere il maggior responsabile della spiegazione delle dinamiche di breve fornita dal modello. Per quanto riguarda la Spagna, il modello monetario spiega solo il 24% delle variazioni del cambio; il coefficiente del differenziale tra i tassi di interesse reali ha segno corretto ma non è significativo, mentre le variazioni del tasso di cambio sembrano reagire prevalentemente a variazioni nel differenziale di inflazione. Il termine a correzione dell'errore entra inoltre nella relazione con segno positivo e non è significativamente diverso da zero.

5. Stima di un modello di sintesi

In questo paragrafo presentiamo uno studio di cointegrazione su un modello di determinazione del tasso di cambio che sintetizza gli approcci monetario e di portafoglio, basato sulla seguente formulazione:

$$[2.10] \quad s = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(\Pi - \Pi^*) - (1/\theta)(i_t - i_t^* - \Pi + \Pi^*) \\ + (1/\theta)X + \mathbf{g} \sum_{i=0}^n [C_{t-i} - E_{t-1-i}(C_{t-i})] + \bar{e}_0.$$

Questo modello è già stato stimato in un precedente lavoro di Parikh (1992) con dati per il Regno Unito, utilizzando un metodo di stima univariato⁷. In questa sede abbiamo esteso l'applicazione del modello a più paesi (Germania, Giappone e Regno Unito), utilizzando tecniche sia univariate che multivariate. I dati utilizzati hanno cadenza trimestrale, e coprono il periodo 1973:Q2-1994:Q2 per Germania e Giappone e il periodo 1973:Q2-1991:Q4 per il Regno Unito. Le prime quattro variabili sul lato destro della [2.10] sono le stesse utilizzate nell'analisi precedente. Come proxy del premio a rischio $(1/\theta)X$ è stata utilizzata la varianza dei tassi di interesse a lungo: per ogni paese sono state computate delle varianze mobili su base mensile utilizzando per ogni mese i tassi di interesse dei tredici mesi

⁷ Nel lavoro di Parikh la procedura di Johansen è stata utilizzata unicamente come test di cointegrazione. Individuato in tal modo un vettore di cointegrazione, il modello è stato successivamente stimato con la procedura univariata Phillips-Hansen.

precedenti. La bilancia commerciale cumulativa non anticipata $\sum_{i=0}^n [C_{t-i} - E_{t-1-i}(C_{t-i})]$ è invece stata costruita regredendo i dati relativi alla bilancia commerciale effettiva⁸ sui suoi valori ritardati utilizzando un numero di ritardi sufficienti per sbiancare i residui; la variabile relativa agli sviluppi inattesi nella bilancia commerciale è quindi stata ottenuta come differenza tra i valori effettivi della bilancia commerciale e i valori stimati dall'autoregressione. Come proxy della variabile \bar{e}_0 è stata utilizzata una costante inserita ristretta in tutti i casi.

Procedura a due stadi di Engle e Granger

L'analisi univariata basata sulla procedura di Engle e Granger è stata condotta sia con il metodo di stima OLS che con quello FME. Nella tabella [5.1] sono state riportate le stime FME delle relazioni di lungo periodo.

Per quanto riguarda la Germania tale stima presenta innanzitutto un segno dell'offerta relativa di moneta scorretto; anche il segno positivo del coefficiente del reddito relativo non è in accordo con la teoria, mentre i coefficienti delle ultime tre variabili hanno il segno e il valore atteso: infatti se aumenta il rischio nei confronti del dollaro - cioè se aumentano le variazioni nei tassi di interesse statunitensi provocando incertezza - gli investitori si spostano verso il marco causando un suo apprezzamento, mentre se aumenta il rischio nei confronti del marco avviene il contrario; un surplus non anticipato nella bilancia commerciale fa invece apprezzare il marco. La stima per il Giappone è corretta relativamente alle variabili che fanno parte del modello monetario, mentre i coefficienti dei premi a rischio hanno segno opposto rispetto a quanto postulato dalla teoria, e l'effetto delle "news" è praticamente pari a zero. I risultati peggiori sono però forniti dalla stima del modello per il Regno Unito, dove solo il reddito relativo e la varianza nei tassi statunitensi hanno il segno atteso. Come appare dalla tabella [5.2], inoltre, l'analisi di stazionarietà sui residui della regressione statica segnala la presenza di cointegrazione al 10% solo per Germania e Giappone. Il risultato relativo alla Germania è particolarmente interessante, in quanto col modello monetario non erano state trovate relazioni di cointegrazione.

Procedura di Johansen

Per ottenere risultati statisticamente più attendibili è stata condotta la procedura multivariata di Johansen, i cui risultati, relativamente ai vettori cointegranti stimati, sono esposti nella tabella [5.3].

⁸ Relativamente alla bilancia commerciale la fonte dei dati è l'*OECD*.

Per la Germania è stata segnalata la presenza di un vettore cointegrante al 5% dal test *Itrace*, e anche il test *I_{max}* ha un valore molto vicino al valore critico del 10%⁹; la velocità d'aggiustamento relativa all'equazione del tasso di cambio è tuttavia molto bassa (-0.0094), e la restrizione sulla sua non significatività è stata accettata dal test LR. Questo fatto induce a pensare che non vi sia un comportamento a correzione dell'errore del tasso di cambio, e che la relazione di cointegrazione individuata da *Itrace*, e *I_{max}* sussista unicamente tra le altre variabili del modello. Inoltre il vettore di cointegrazione stimato presenta un segno negativo dell'offerta relativa di moneta.

Deve comunque essere messo in evidenza come i risultati negativi ottenuti per la Germania fossero in qualche modo attesi a causa dell'Unificazione tedesca. Tale fenomeno, per l'ampiezza delle variazioni verificatesi negli andamenti delle serie, può aver ragionevolmente influenzato la performance dei modelli per l'intero periodo campionario. L'Unificazione, infatti, ha significato non solo una modifica nell'aggregazione dei dati¹⁰, ma anche bruschi cambiamenti nell'andamento degli aggregati monetari che hanno provocato risposte non in linea con quanto postulato dalla teoria. Come dimostrato da Tullio, de Souza e Giucca (1994), la domanda di moneta tedesca, che già prima del 1989 non presentava caratteristiche di stabilità, dal 1989 in poi è diventata completamente instabile, facendo saltare una delle ipotesi chiave del modello monetario. Inoltre sia la forte iniezione di moneta verificatasi dal 1990 al 1991 - conseguenza dell'unificazione monetaria - che l'aumento dell'inflazione - causato sia dalla politica monetaria espansiva che dalla traslazione delle imposte nei salari - non hanno avuto sul tasso di cambio quell'influenza negativa che avrebbero dovuto avere in base alle teorie monetarie, dato che il cambio ha comunque continuato ad apprezzarsi. Una spiegazione di questo fenomeno, e quindi anche della relazione inversa tra tasso di cambio e offerta relativa di moneta, può essere cercata nel fatto che la Riunificazione tedesca è stata finanziata in gran parte dai capitali stranieri. Tali capitali continuavano infatti ad affluire a causa del boom degli investimenti e della spesa pubblica nella Germania Est, attirati da tassi di interesse reali estremamente alti il cui trend di crescita si è fermato solo nel 1993. Gli investitori inoltre non sono stati minimamente spaventati dall'aumento dell'inflazione grazie all'alta credibilità anti-inflazionistica della Bundesbank.

Per quanto riguarda il Giappone, il vettore di cointegrazione relativo all'autovalore 0.37 presenta dei coefficienti in accordo con la teoria: in particolare il coefficiente dell'offerta relativa di moneta ha un valore vicino a 1. Tuttavia tale vettore cointegrante entra nell'equazione del tasso di

⁹ Il valore di *I_{max}* è pari a 47.97, a fronte di un valore critico al 10% di 49.9.

¹⁰ Dal 1991 in poi i dati relativi ad alcuni tra i maggiori indicatori macroeconomici comprendono anche la Germania Est.

cambio con un coefficiente d'aggiustamento non solo estremamente basso in valore assoluto, ma anche positivo (0.0006), indicando un allontanamento dall'equilibrio, seppur minimo, piuttosto che un riavvicinamento. Relativamente al Regno Unito, sebbene le relazioni di cointegrazione individuate dai test siano quattro, nessuna di queste può essere considerata un'equazione di determinazione del tasso di cambio, soprattutto a causa del coefficiente dell'offerta relativa di moneta che ha sempre segno negativo.

Tale risultato è stato trovato anche dallo stesso Parikh (1992) nella sua analisi sul tasso di cambio dollaro/sterlina; poichè Parikh ha stimato il modello unicamente con la procedura Philips-Hansen, ha giustificato la negatività di tale coefficiente in base all'endogeneità dell'offerta di moneta nel periodo da lui considerato (1974-1987), in quanto le politiche monetarie erano condizionate dai *targets* riguardanti il tasso di cambio. Poichè però l'endogeneità dell'offerta di moneta è invece considerata esplicitamente nella procedura di Johansen, si ritiene di poter correggere l'interpretazione data da Parikh, e di poter considerare il segno negativo dell'offerta relativa di moneta come un insuccesso della teoria monetaria nel descrivere la relazione tra il tasso di cambio e le sue determinanti. Il fatto che l'offerta relativa di moneta abbia segno sistematicamente negativo, significa che il cambio si è apprezzato e deprezzato indipendentemente dalle politiche monetarie.

Il modello costruito da Parikh non ha fornito in alcun caso risultati migliori di quelli ottenuti con il semplice modello monetario, che pure si basa sull'assunzione semplicistica che i titoli di ciascun paese siano perfetti sostituti.

6. Conclusioni

In quest'articolo le tecniche econometriche della cointegrazione sono state applicate allo studio della relazione tra il tasso di cambio e le sue determinanti individuate dalla teoria monetaria, con l'inclusione di altre variabili finanziarie e di un termine rappresentante le "news" nel modello di sintesi tra l'approccio monetario e quello di portafoglio.

Lo scopo di questo lavoro era quello di verificare se la performance negativa di tali teorie in un contesto di cambi flessibili, confermata dalla maggior parte dei lavori empirici sinora condotti, fosse dovuta all'inabilità delle teorie stesse nella spiegazione del mondo reale o piuttosto al fatto che queste teorie sono state per lo più testate con metodi di stima univariati e su orizzonti temporali spesso limitati.

Relativamente al modello monetario e al lungo periodo, l'analisi condotta consente di affermare che i risultati possono dipendere dai metodi di stima utilizzati: sebbene infatti non siano state trovate relazioni di cointegrazione per la Germania, e sebbene la relazione trovata per il Regno Unito smentisca fortemente il modello monetario, i vettori di cointegrazione

trovati per Francia, Giappone e Spagna esibiscono dei parametri in linea con quanto dettato dalla teoria, confermando anche il valore unitario dell'elasticità di lungo periodo tra offerta relativa di moneta e tasso di cambio; la versione del modello monetario che sembrerebbe confermata per tali paesi è quella *sticky price* nella formulazione *real interest differential* di Frankel (1979).

La buona performance del modello nel lungo periodo presenta comunque un problema: la velocità di aggiustamento del termine a correzione dell'errore nell'equazione del tasso di cambio ha un valore molto basso per tutti i paesi, indicando che una deviazione da una relazione di equilibrio impiega molto tempo per colmarsi; inoltre nel caso del Giappone tale termine è addirittura positivo sebbene non significativamente diverso da zero.

La stima di un ECM strutturale, condotta per verificare la performance del modello nel breve periodo, ha confermato i risultati ottenuti con la stima di lungo relativamente ai valori delle velocità di aggiustamento; il ruolo di fattore di aggiustamento di breve periodo attribuito dalla stima di Johansen al differenziale tra i tassi di interesse è stato confermato per il Giappone e per la Spagna, ma non per la Francia, e l'ECM ha riaffermato l'incapacità del modello monetario a catturare le dinamiche di breve già messa in evidenza in molti lavori empirici precedenti.

Il modello monetario di determinazione del tasso di cambio, così come formulato da Frankel, fornisce quindi una valida spiegazione del comportamento di lungo periodo della serie almeno per Francia, Giappone e Spagna, ma non può essere utilizzato per delle previsioni su uno spazio temporale ristretto. I fattori che spiegano le dinamiche del tasso di cambio sembrano essere infatti diversi dai fondamentali individuati dalla teoria, e vista la generale inabilità di tutte le teorie economiche a spiegare le variazioni di breve del cambio stesso, può essere considerata l'ipotesi che tali variazioni non dipendano dai fondamentali economici, ma da fattori contingenti che con l'economia hanno spesso poco a che fare, come i "sentimenti" del mercato o gli "*animal spirits*" degli investitori, se si vuole scomodare Keynes. Una conferma a tale ipotesi è data dall'interessante lavoro di Allen e Taylor (1990) e Taylor e Allen (1992), basato sui risultati di un'inchiesta condotta nel mercato dei cambi di Londra.

L'analisi empirica sul modello di sintesi tra i due approcci "*asset market*" condotta per Germania, Giappone e Regno Unito non ha migliorato i risultati del modello monetario di cui è un'estensione. I valori stimati di tale modello esibiscono infatti una variabilità molto maggiore rispetto ai valori effettivi delle serie, indicando come le variabili aggiunte abbiano semmai peggiorato i risultati ottenuti col semplice modello *sticky price*.

L'analisi sul modello di sintesi ha comunque permesso di trarre delle conclusioni per quei paesi per i quali sono stati trovati risultati negativi, cioè Germania e Regno Unito: la performance negativa dei modelli "*asset*

market” per la Germania può essere dovuta al fenomeno della Riunificazione tedesca, che può essere indicato come il diretto responsabile dell’allontanamento delle serie dal comportamento previsto dalle teorie.

Per quanto riguarda il Regno Unito, risulta che l’andamento del tasso di cambio sterlina\dollaro è sempre stato influenzato in maniera minima dall’andamento dell’offerta relativa di moneta rispetto a quanto previsto dalle teorie monetarie, mentre sembra invece maggiormente legato all’andamento del reddito relativo.

La conclusione dell’analisi empirica sul modello di sintesi è che il modello così come specificato non spiega i movimenti del tasso di cambio; tale performance negativa non toglie però alcuna validità al tentativo di costruire dei modelli di sintesi tra l’approccio monetario e quello di portafoglio, dal momento che l’assunzione di perfetta sostituibilità tra titoli domestici e stranieri posta dal modello monetario sembra troppo restrittiva; è molto probabile però che il premio a rischio debba essere espresso in termini di variabili differenti.

E’ possibile inoltre che un metodo di stima non lineare riesca a catturare meglio le relazioni tra il tasso di cambio e le sue determinanti, ed è proprio in questa direzione che si sta muovendo recentemente la letteratura empirica, anche se con risultati non sempre soddisfacenti¹¹.

¹¹ Si veda ad esempio il lavoro di Verkooijen, Plasman e Daniels (1995) che concerne uno studio di determinazione del tasso di cambio di lungo periodo basato sui modelli di reti neurali. Secondo tali autori non esiste infatti nessuna relazione tra il tasso di cambio e le sue determinanti individuate dalle teorie “*asset market*”.

BIBLIOGRAFIA

- Allen, H.L. e Taylor, M.P. (1990) "Charts, Noise and Fundamentals in the Foreign Exchange Market". *Economic Journal*, 100, Supplement, 49-59.
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W. e Hendry, D.F. (1993) "Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data". Oxford University Press.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R.L. e Stock, J.H. (1992) "Recursive and Sequential Tests for a Unit Root: Theory and International Evidence". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.
- Camarero, M. e Tamarit, C. (1995) "A Rationale for Macroeconomic Policy Coordination: Evidence Based on the Spanish Peseta". *European Journal of Political Economy*, 11, 65-82.
- Charemza, W.W. e Deadman, D. (1992) "New Directions in Econometric Practice".
- Dickey, D.A. e Fuller, W.A. (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D.A. e Fuller, W.A. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dolado, J.J., Jenkinson, T. e Sosvilla-Rivero, S. (1990) "Cointegration and Unit Roots". *Journal of Economic Surveys*, 4, 249-273.
- Dooley, M. e Isard, P. (1982) "A Portfolio-Balance Rational-Expectations Model of the Dollar-Mark Exchange Rate". *Journal of International Economics*, 12, 257-276.
- Doornick, J. A. e Hendry, D. F. (1994) "PcFiml 8.0. Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems". Thomson Publishing.
- Enders, W. (1995) "Applied Econometric Time Series". John & Sons Inc., New York.
- Engle, R.F. e Granger, C.W.J. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, 55, 251-276.
- Frankel, J.A. (1983) "Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination" in "Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates", ed. da Bhandari, J.S., Putnam, B.H. e Levin, J.H., MIT Press.
- Frankel, J.A. (1984) "Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination". in "Exchange Rate Theory and Practice", ed. da Bilson, J. F. O. e Marston, R: C. (Chicago: University of Chicago Press).
- Granger, C.W.J. (1981) "Some Properties of Time Series Data and Their Use In Econometric Model Specification". *Journal of Econometrics*, 28, 121-130.
- Harris, R. (1995) "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling". Harvester Wheatsheaf.
- Hooper P. e Morton, J. (1982) "Fluctuations in the Dollar: a Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination". *Journal of International Money and Finance*, 1, 39-56.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. e Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- MacDonald, R. e Taylor, M.P. (1992) "Exchange Rate Economics. A Survey". *IMF Staff Papers*, 39, 1-57.
- MacDonald, R. e Taylor, M.P. (1991) "The Monetary Approach to the Exchange Rate. Long Run Relationships and Coefficients Restrictions". *Economic Letters*, 37, 174-185.
- Meese, R.A. e Rogoff, K. (1983) "On the Unit Roots and the Empirical Modeling of Exchange Rates". *Journal of Finance*, 37, 1029-1035.
- Nunes, L.C., Newbold, P. e Kuan, C. (1994) "Testing for Unit Roots with Breaks: Evidence on the Great Crash and the Unit Root Hypothesis reconsidered". Working Paper.
- Papell, D.H. (1988) "Expectations and Exchange Rate Dynamics After a Decade of Floating". *Journal of International Economics*, 25, 303-317.
- Parikh, A. (1992) "Nominal Exchange Rate, Cointegration and Uncovered Interest Parity". *The Journal of International Trade and economic development*, 167-171.

- Perron, P. (1989) "*The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis*". *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Phillips, P.C.B. e Perron, P. (1988) "*Testing for a Unit Root in Time Series Regression*". *Biometrika*, 75, 335-346.
- Pyndick, R.S. e Rubinfeld, D.L. (1991) "*Econometric Models and Economic Forecasts*", terza edizione, McGraw-Hill, New York.
- Schirru, E. (1996) "*Modelli Econometrici sui Tassi di Cambio: uno Studio di Cointegrazione*". Tesi di Laurea, Facoltà di Scienze Politiche, Università di Cagliari.
- Taylor, M.P. e Allen, H. L. (1992) "*The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market*". *Journal of International Money and Finance*, 11, 304-314.
- Tullio, G., de Souza, E. e Giucca, P. (1994) "*The Demand for Money Functions in Europe and in Germany Before and After the Fall of the Berlin Wall*".
- Verkooijen, W.J. H., Plasmans, J.E.J. e Daniels, H.A.M. (1995) "*Long Run Exchange Rate Determination: A Neural Network Study*".
- Zivot, E. e Andrews, D.W.K. (1992) "*Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.

TABELLA [4.1]

Modello monetario. Stime Phillips-Hansen della relazione di cointegrazione.

	FRANCIA	GERMANIA	GIAPPONE	REGNO UNITO	SPAGNA
(m-m*)	0.94	-0.72	2.27	-0.10	0.15
(y-y*)	-2.79	1.78	-0.25	-1.87	-3.43
(i- Π)-(i*- Π *)	0.00	-0.04	-0.02	0.02	0.00
(Π - Π *)	0.08	0.54	0.06	-0.00	0.06
Cost	1.24	0.29	9.55		4.01

TABELLA [4.2]

Modello monetario. Analisi di stazionarietà sui residui della regressione di cointegrazione col test ($Z\hat{t}_{\hat{a}}$) di Phillips e Perron.

	<i>Test ($Z\hat{t}_{\hat{a}}$) sui residui OLS</i>	<i>Test ($Z\hat{t}_{\hat{a}}$) sui residui FME</i>
FRANCIA	-4.961***	-5.037***
GERMANIA	-4.162**	-3.728*
GIAPPONE	-1.015	-1.362
REGNO UNITO	-2.753	-2.816
SPAGNA	-2.658	-2.824

*Rifiuto al 10% **Rifiuto al 5% ***Rifiuto all'1% Tavole: Charenza e Deadman (1992).

TABELLA [4.3]

Modello monetario. Vettori di cointegrazione e autovalori stimati con la procedura di Johansen.

	FRANCIA	GIAPPONE	REGNO UNITO	SPAGNA
(m-m*)	0.62	1.77	-1.19	-0.62
(y-y*)	-3.08	-0.40	8.64	-4.82
(i- Π)-(i*- Π *)	-0.07	-0.08	0.40	0.09
(Π - Π *)	0.11	0.16	-0.40	0.01
Cost	1.48			5.45
<i>Autovalori</i>	<i>0.47</i>	<i>0.33</i>	<i>0.32</i>	<i>0.57</i>

TABELLA [4.4]

Modello monetario. Stime FIML dell'ECM strutturale (relative all'equazione del tasso di cambio).

	FRANCIA		GIAPPONE		SPAGNA	
	<i>Variabile dip.:SFR</i>		<i>Variabile dip.:SJP</i>		<i>Variabile dip.:SES</i>	
	<i>Coeff.</i>	<i>t-value</i>	<i>Coeff.</i>	<i>t-value</i>	<i>Coeff.</i>	<i>t-value</i>
DS_{t-1}			0.19	1.68		
$D(m-m^*)_{t-1}$					-0.38	-1.815
$D(y-y^*)_{t-1}$			0.26	0.91		
$D(i-\Pi)-(i^*-\Pi^*)_{t-1}$	0.004	1.28	-0.005	-1.76	-0.008	-0.33
$D(\Pi-\Pi^*)_{t-1}$	0.02	2.08			0.016	2.20
RCV_{t-1} ^a	-0.07	-1.61	-0.01	-1.81	0.021	0.093
<i>Corr. actual e fitted</i> ^b	0.34		0.29		0.24	
<i>Test diagnostici</i> ^c						
LM (F) ^d	1.1168	(0.3584)	3.2687	(0.0104)**	0.8217	(0.5178)
NORM (χ^2) ^e	0.6951	(0.7064)	3.5658	(0.1682)	1.4805	(0.4770)
ETERO (χ^2) ^f	1.1012	(0.3815)	0.5487	(0.9008)	0.3772	(0.9643)

Rifiuto al 5% *Rifiuto all'1% ^a *Restricted Cointegrating Vector*. ^b Correlazione relativa al modello condizionale stimato con OLS. ^c Test uniequazionali relativi ai residui. ^d Test LM per l'autocorrelazione. ^e Test per la normalità proposto da Doornick e Hansen (1994). ^f White test per l'eteroschedasticità.

TABELLA [5.1]

Modello di sintesi. Stime Phillips-Hansen della regressione di cointegrazione. Variabile dipendente: tasso di cambio.

	GERMANIA	GIAPPONE	REGNO UNITO
(m-m*)	-0.75	1.77	-0.24
(y-y*)	1.66	-0.55	-2.40
(i- Π)-(i*- Π *)	-0.04	-0.01	0.02
(Π - Π *)	0.06	0.06	-0.0002
*VAR ^a	0.14	-0.18	-0.08
USVAR ^b	-0.04	0.17	-0.05
UNTB ^c	-0.02	-0.000	-0.000
Cost	0.16	8.56	0.74

^{a,b} Sono rispettivamente le varianze mobili compute per i paesi domestici e per gli Stati Uniti. ^c E' il termine che rappresenta la bilancia commerciale accumulata non anticipata.

TABELLA [5.2]

Modello di sintesi. Analisi di stazionarietà sui residui della regressione di cointegrazione col test ($Z \hat{t}_{\hat{a}}$) di Phillips e Perron.

	Test ($Z \hat{t}_{\hat{a}}$) sui residui OLS	Test ($Z \hat{t}_{\hat{a}}$) sui residui FME
GERMANIA	-3.880	-4.501*
GIAPPONE	-4.122	-4.590*
REGNO UNITO	-2.709	-3.265

*Rifiuto al 10% **Rifiuto al 5% ***Rifiuto all'1% Tavole: Charemza e Deadman (1992).

TABELLA [5.3]

Modello di sintesi. Vettori di cointegrazione e autovalori stimati con la procedura di Johansen.

	GERMANIA	GIAPPONE		REGNO UNITO			
(m-m*)	-0.67	1.66	0.84	-1.21	-0.68	-0.22	-0.81
(y-y*)	-4.41	3.68	-2.19	-8.62	-5.98	-2.31	14.44
(i- Π)-(i*- Π *)	-0.26	0.05	-0.06	0.06	0.03	-0.12	0.30
(Π - Π *)	0.40	0.12	0.26	0.03	-0.04	0.13	-0.40
*VAR ^a	6.27	0.20	0.75	0.007	0.14	-1.60	-1.04
USVAR ^b	-0.35	1.16	-0.34	-0.44	-0.61	-0.24	-0.33
UNTB ^c	-0.80	-0.001	-0.003	0.002	-0.0005	-0.0006	0.0004
Cost	-0.69	8.45	6.99	5.60	3.23	1.60	3.79
Autovalori	0.44	0.46	0.37	0.63	0.41	0.40	0.27

^{a,b} Sono rispettivamente le varianze mobili compute per i paesi domestici e per gli Stati Uniti. ^c E' il termine che rappresenta la bilancia commerciale accumulata non anticipata.