



Dipartimento di Statistica
"Giuseppe Parenti"

Dipartimento di Statistica "G. Parenti" – Viale Morgagni 59 – 50134 Firenze – www.ds.unifi.it

W O R K I N G P A P E R 2 0 0 2 / 1 1

Tassi di Cambio Reali:
Teoria ed Evidenza Empirica

Giovanni Arese-Visconti



Università degli Studi
di Firenze

Econometrics

Tassi di Cambio Reali: Teoria ed Evidenza Empirica

Giovanni Arese Visconti*

Dipartimento di Statistica "G.Parenti", Università degli Studi di Firenze

e-mail: arese@ds.unifi.it

Aprile 2002

Sommario

Il principale problema della letteratura sui tassi di cambio reali è rappresentato non tanto dalla mancanza di spiegazioni teoriche convincenti quanto dalla loro eccessiva frammentarietà. Presentando una visione d'insieme sintetica, ma esauriente, delle teorie proposte e delle ricerche empiriche realizzate, si cerca di fornire spunti utili per futuri sviluppi teorici che abbiano l'obiettivo di individuare una spiegazione organica e generale dell'andamento dei tassi di cambio reali.

Parole chiave: Tasso di cambio reale, Real Exchange Rate, Law of One Price, Purchasing Power Parity.

*Assegnista di ricerca presso il Dipartimento di Statistica "G.Parenti", Università degli Studi di Firenze Viale G.B.Morgagni 59 - 50134 Firenze, Italia. Un ringraziamento speciale va a Giampiero M. Gallo e a Gianni Marliani per il loro appoggio e per i loro preziosi suggerimenti. Si ringrazia anche il MIUR per il supporto finanziario.

1 Introduzione

L'esistenza di deviazioni dei tassi di cambio reali dalla loro media comporta la violazione della Purchasing Power Parity (PPP). Le ricerche empiriche effettuate finora hanno mostrato in modo convincente che i tassi di cambio reali sono molto variabili nel breve periodo e che nel lungo periodo le loro divergenze dalla media sono nette e persistenti. Nonostante questi chiari risultati, però, quasi tutte le teorie della determinazione del tasso di cambio nominale e i modelli macroeconomici per economie aperte si basano su una qualche versione della PPP. La principale motivazione di questo paradosso è forse da ricercarsi nella mancanza a tutt'oggi di una spiegazione generale del perché la PPP sia violata, con un supporto empirico veramente convincente. Le teorie proposte si sono normalmente sviluppate su direttrici distinte e spesso sono state contrapposte le une alle altre. Questa situazione si è riflessa anche sulle ricerche empiriche che si sono caratterizzate per la loro parzialità e frammentarietà, nonché per i loro limitati successi. Negli ultimi tempi, però, lo sviluppo delle tecniche statistiche ed econometriche ha permesso che la crescita di quest'ultimo tipo di letteratura si mantenesse rapida, mentre dal punto di vista teorico non sono stati offerti contributi originali. Ciò ha fatto sì che le ultime opere di rassegna abbiano avuto un taglio principalmente empirico. Nel presente lavoro, al contrario, si è cercato di fornire una visione d'insieme sintetica, ma esauriente, delle ricerche sui tassi di cambio reali che attribuisca ad aspetti teorici e applicativi la medesima importanza. Questa scelta deriva dalla convinzione che il principale problema della letteratura sui tassi di cambio reali sia rappresentato non tanto dalla mancanza di spiegazioni teoriche convincenti quanto dalla loro eccessiva frammentarietà. In questo senso, una rassegna del tipo qui proposto si ritiene possa costituire un'utile base per tentare di offrire in futuro una interpretazione organica e generale al fenomeno della violazione della PPP.

Il lavoro è strutturato come segue. Nella prossima sezione vengono introdotti i concetti di PPP, di Law of One Price (LOP), di tasso di cambio reale e le ricerche empiriche realizzate su di essi. Nella sezione 3 sono presentati i primi fattori che i ricercatori hanno proposto come responsabili della variabilità dei tassi di cambio reali e della persistenza delle loro deviazioni dalla media, nonché le verifiche empiriche effettuate su di essi. Segue, nella sezione 4, una succinta presentazione delle ricerche che hanno studiato la possibile convergenza non lineare dei tassi di cambio reali alla loro media. La parte centrale del lavoro è costituita dalla sezione 5 nella quale vengono descritte le modifiche proposte alla LOP e alla PPP. Ogni teoria è seguita dall'evidenza empirica relativa. Dato che le spiegazioni possono essere suddivise in due filoni principali, nell'ultima parte della sezione vengono presentati gli studi che realizzano un confronto empirico diretto tra di essi. Chiudono il lavoro alcune considerazioni conclusive.

2 Il ‘Real Exchange Rate’

Il concetto di ‘Real Exchange Rate’ (RER) proviene direttamente dalle note teorie della ‘Law of One Price’ (LOP) e della ‘Purchasing Power Parity’ (PPP)¹.

Come dice Rogoff (1996), “[...] purchasing power parity is the disarmingly simple empirical proposition that, once converted to a common currency, national price levels should be equal” (p. 647). Questa definizione può essere utilizzata anche per la LOP semplicemente riferendola ad un singolo bene.

In termini formali, se i mercati sono competitivi, esiste piena mobilità dei fattori, non ci sono costi di trasporto e non ci sono barriere al commercio - come tariffe o contingentamenti - la LOP stabilisce che, nel caso di due soli Paesi, per ciascun bene i

$$P_{i,t} = E_t P_{i,t}^*,$$

ovvero, in termini logaritmici - indicati da qui in avanti con le lettere minuscole -

$$p_{i,t} = e_t + p_{i,t}^* \quad (1)$$

dove $P_{i,t}$ e $p_{i,t}$ rappresentano il prezzo domestico del bene i al tempo t , $P_{i,t}^*$ e $p_{i,t}^*$ indicano il prezzo estero in valuta estera, mentre E_t ed e_t indicano il tasso di cambio nominale (Nominal Exchange Rate, NER) al tempo t , definito come il prezzo in valuta nazionale di una unità di valuta estera. Sulla base della LOP, dunque, una volta che i prezzi siano stati convertiti in una valuta comune, lo stesso bene deve essere venduto in tutti i Paesi allo stesso prezzo. Questo deve essere vero sia nel caso in cui si confrontino i prezzi di beni prodotti all’interno con quelli di beni importati, sia nel caso in cui si prendano in considerazione i prezzi dello stesso bene venduto in patria o all’estero. La validità della LOP dovrebbe essere assicurata dall’operare dell’arbitraggio internazionale su merci: nel caso in cui esista una differenza di prezzo tra due Paesi, infatti, teoricamente ci sarebbe la possibilità di realizzare un profitto comprando le merci dove queste sono meno care e rivendendole dove sono più costose, determinando, così l’equalizzazione dei prezzi.

Una conseguenza della LOP è che, nel caso in cui essa garantisca una estesa parità nei prezzi in una quantità sufficiente di singoli beni, allora gli indici aggregati dei prezzi dei vari Paesi risulteranno altamente correlati. Basandosi su questa osservazione, la PPP ‘assoluta’ richiede che in qualunque periodo t valga

$$P_t = E_t P_t^*,$$

ovvero, in termini logaritmici,

$$p_t = e_t + p_t^* \quad (2)$$

¹La teoria della PPP è nata nel XVI secolo a Salamanca in Spagna ed è stata ripresa da Gustav Cassel nel primo dopoguerra. Nelle sue intenzioni essa avrebbe dovuto essere usata come termine di riferimento per la fissazione delle parità auree nel ritorno al sistema monetario dopo la guerra. Attualmente vengono utilizzate varie versioni della PPP in applicazioni che vanno dalla scelta del giusto tasso di cambio iniziale per un nuovo Paese indipendente, alla previsione dei tassi di cambio reali di medio e lungo termine e al tentativo di realizzare paragoni internazionali del reddito tenendo conto dei differenziali di prezzo. Inoltre, come sottolineano Parsley and Wei (1996), quasi tutte le teorie della determinazione del tasso di cambio ed i modelli macroeconomici per economie aperte fanno uso dei concetti di LOP e PPP.

dove P_t e p_t rappresentano un livello generale dei prezzi - ad esempio quello al consumo - all'interno del Paese, mentre P_t^* e p_t^* indicano il medesimo livello generale dei prezzi all'estero.

Dai concetti di LOP e PPP si ricava quello di 'Real Exchange Rate', definito come

$$Q_t = (E_t P_t^*) / P_t,$$

cioè, in termini logaritmici,

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t. \quad (3)$$

In caso di validità della PPP assoluta, perciò, il RER deve essere pari a zero in ogni periodo.

Il concetto di PPP assoluta e, quindi, del concetto di RER ad essa associato presentano, tuttavia, due problemi immediati.

Il primo deriva dal processo di costruzione degli indici dei prezzi nei vari Paesi. Gli uffici centrali di statistica, infatti, non costruiscono indici per un paniere di beni standardizzato internazionalmente. Di conseguenza, gli indici dei prezzi al consumo e alla produzione dei vari Paesi, benchè possano essere concettualmente simili, comunque differiscono e i pesi usati possono cambiare in ogni circostanza, influenzando in questo modo il calcolo della PPP. Un semplice esempio tratto da Hsieh (1982) mostra come pesi differenti nella costruzione degli indici dei prezzi dei diversi Paesi portano a deviazioni dalla PPP. Siano $P_{i,t}$ e $P_{i,t}^*$ il prezzo interno ed estero di una unità dell' i -mo bene al tempo t . Per semplicità ci siano solo due beni, e siano entrambi scambiati a livello internazionale. Si supponga, inoltre, che la LOP valga. In questo caso, vale la seguente relazione:

$$P_{i,t} = E_t P_{i,t}^*,$$

per tutti gli i ($i = 1, 2$) ed t . Gli indici dei prezzi P_t e P_t^* siano costruiti con i pesi α_i e α_i^* :

$$P_t = \alpha_1 P_{1,t} + \alpha_2 P_{2,t}$$

$$P_t^* = \alpha_1^* P_{1,t}^* + \alpha_2^* P_{2,t}^*.$$

Si supponga che questi pesi non siano identici nei due Paesi, cioè che $\alpha_i \neq \alpha_i^*$. Allora un cambiamento nel prezzo relativo tra i due beni porterà i due indici dei prezzi a divergere anche se la LOP continuerà a valere per ciascun singolo bene.

Un secondo problema della versione assoluta della PPP è costituito dal fatto che i dati sui prezzi degli uffici centrali di statistica sono in forma di indici relativi ad un anno base nel quale non è detto che la PPP valesse. Per poter calcolare le PPP, dunque, o si suppone che in tale anno base la PPP sia valsa oppure si può limitare la propria attenzione al seguente concetto di PPP 'relativa'

$$(P_t / P_{t-1}) = (E_t / E_{t-1}) (P_t^* / P_{t-1}^*),$$

ovvero, in forma logaritmica,

$$(p_t - p_{t-1}) = (e_t - e_{t-1}) + (p_t^* - p_{t-1}^*). \quad (4)$$

La PPP relativa, dunque, richiede solo che la variazione nel tasso di cambio in un certo periodo di tempo controbilanci la differenza tra le variazioni degli indici domestico ed estero. Ciò significa anche che il RER deve essere ‘mean-reverting’, ovvero che un eventuale disturbo - ad esempio una variazione improvvisa del NER - venga riassorbito nel tempo. In termini formali questo significa che

$$q_t = b_0 + b_1 q_{t-1} + \epsilon_t \quad 0 < b_1 < 1, \quad (5)$$

dove b_0 è una costante non necessariamente pari a zero e ϵ_t è un termine di disturbo. E’ da notare che la validità della versione assoluta della PPP implica anche la validità della versione relativa, mentre non è vero il contrario.

Ipotizzando che il RER sia generato da un processo “random walk”, vale a dire

$$q_t = b_0 + q_{t-1} + \epsilon_t, \quad (6)$$

allora entrambe le versioni della PPP risulterebbero violate. La verifica empirica della teoria della PPP relativa si è basata proprio su tale distinzione.

2.1 Evidenza empirica su LOP e PPP

2.1.1 Law of One Price

Sono diverse le ricerche empiriche che hanno documentato la netta violazione della LOP anche per beni che, almeno in apparenza, sono altamente commerciabili e per i quali, dunque, dovrebbe verificarsi l’arbitraggio su merci.

Una di esse è quella realizzata da **Isard (1977)**. La sua analisi si sviluppa in tre parti. Nella prima, con dati a frequenza mensile dal 1968 al 1975 degli indici dei prezzi all’ingrosso statunitensi e degli indici dei prezzi all’esportazione tedeschi per un certo numero di settori industriali, l’autore trova una sostanziale correlazione tra il tasso di cambio nominale e il rapporto tra i suddetti indici espressi in dollari statunitensi sia nel caso di variazioni percentuali per periodi selezionati che nel caso di variazioni percentuali cumulate. Tale correlazione nella maggior parte dei casi persiste per almeno alcuni anni. Nel secondo insieme di confronti, Isard esegue lo stesso tipo di analisi con dati di esportazioni statunitensi e tedesche a livello altamente disaggregato (4- e 5- digit SITC machinery categories) e a frequenza annuale dal 1970 al 1975 (1970 = 100). I risultati confermano quelli ottenuti in precedenza. Nell’ultima fase, Isard realizza due regressioni con dati trimestrali dal 1968:I al 1975:I presi a un livello altamente disaggregato per Stati Uniti, Germania, Giappone e Canada. Nella prima vengono considerati i livelli delle variabili. Il regressando è il rapporto tra i valori unitari delle importazioni degli Stati Uniti per Paese di origine e i valori unitari delle esportazioni degli Stati Uniti nel periodo. I regressori sono: NER calcolato come il prezzo in dollari statunitensi di una unità di valuta del Paese di origine delle importazioni degli Stati Uniti; una variabile *dummy* pari a zero per il periodo 1968:I - 1973:4 e pari a uno per il periodo 1974:I - 1975:I, introdotta al fine di catturare il cambiamento nei metodi di valutazione delle importazioni intervenuto nel 1974. Nella prima regressione si tiene conto anche di una autocorrelazione dei

disturbi di primo ordine. Nella seconda regressione Isard usa le stesse variabili, ma questa volta in differenze prime. In tutti e due i casi usa la procedura di stima Cochrane-Orcutt. I risultati ottenuti in quest'ultima fase confermano quelli ottenuti nelle altre due parti.

Kravis, Lipsey, and Kalter (1977) analizzano la discriminazione di prezzo operata dalle imprese a seconda del Paese di appartenenza e quella che esse realizzano tra il mercato domestico e i mercati esteri, concentrandosi soprattutto su questo ultimo tipo di discriminazione. In un primo momento vengono confrontati i prezzi delle esportazioni di Germania e Stati Uniti di macchinari e apparecchiature (dati 7-digit SITC) nel periodo 1954-1975 tra di loro e con i rispettivi prezzi praticati sul mercato domestico. I risultati indicano una chiara mancanza di correlazione tra i cambiamenti dei prezzi delle esportazioni di Stati Uniti e Germania quando i prezzi sono espressi tutti in dollari statunitensi. L'analisi della discriminazione di prezzo che le imprese realizzano tra il mercato domestico e quelli esteri viene realizzata in più fasi. In primo luogo, con i dati visti in precedenza vengono riportate le differenze tra il prezzo sul mercato interno e il prezzo delle esportazioni praticato dalle imprese tedesche e statunitensi. I dati indicano che il campo di variazione del rapporto tra il prezzo delle esportazioni e quello domestico per la Germania è dell'8.5%, mentre per gli Stati Uniti è del 6.4%. Il fatto che i due prezzi non si muovano identicamente viene provato regredendo il prezzo domestico sul prezzo delle esportazioni e viceversa. Viene trovato che il coefficiente in tre dei quattro casi esaminati è significativamente diverso da uno. La stessa analisi di regressione viene realizzata, quindi, per i soli Stati Uniti con dati relativi a dieci categorie 4-digit SITC su periodi dai 17 ai 22 anni tutti terminanti nel 1974. In questo caso come variabili vengono usate le variazioni annuali dei prezzi (rapporto tra il prezzo al tempo t e il prezzo al tempo $t - 1$). I risultati indicano che l'identità di movimento di prezzi domestici e prezzi delle esportazioni deve essere rigettata. Successivamente gli autori cercano di individuare il livello di *pass-through*² con dati relativi a 16 categorie 4- e 5-digit per gli Stati Uniti di lunghezza pari per lo meno a 11 anni. Il metodo utilizzato è l'analisi di regressione. Il regressando è il logaritmo della variazione annuale del prezzo delle esportazioni in dollari statunitensi. I regressori sono il logaritmo della variazione annuale del prezzo domestico in dollari statunitensi e il logaritmo della variazione annuale del NER calcolato come il prezzo della valuta straniera (un paniere di 45 valute con pesi pari all'importanza relativa dei Paesi tra le destinazioni delle esportazioni statunitensi nel 1973) di un dollaro statunitense. I risultati indicano che inizialmente il *pass-through* è completo e che solo gradualmente e in maniera parziale le imprese sterilizzano l'effetto del cambiamento del NER. Introducendo i prezzi dei concorrenti e la crescita relativa del GDP (Gross Domestic Product) degli Stati Uniti rispetto ai Paesi destinazione delle esportazioni come regressori per eliminare eventuali distorsioni dovute all'interdipendenza delle variabili, gli autori trovano che

²Con il termine *pass-through* viene indicato il livello di stabilizzazione in valuta locale dei prezzi delle importazioni in seguito a cambiamenti nel NER. Se in seguito ad una variazione del tasso nominale di cambio i prezzi delle importazioni in termini di valuta locale si muovono in modo proporzionale, allora si dice che il *pass-through* è completo; altrimenti si dice che il *pass-through* è incompleto.

anche queste due variabili sono significative con segno, rispettivamente, positivo e negativo.

Richardson (1978) usa l'analisi di regressione con dati mensili dal 1965:I al 1971:VI allo scopo di verificare il livello di arbitraggio su merci tra Stati Uniti e Canada in 22 settori industriali. Il regressando è il logaritmo del rapporto tra il prezzo in dollari canadesi del prodotto nel periodo t e il prezzo in dollari canadesi del prodotto nel periodo $t - 24$. I regressori sono: il logaritmo del rapporto tra il NER calcolato come il prezzo in dollari canadesi di un dollaro statunitense nel periodo t e il NER calcolato come il prezzo in dollari canadesi di un dollaro statunitense nel periodo $t - 24$; il logaritmo del rapporto tra il prezzo in dollari statunitensi del prodotto nel periodo t e il prezzo in dollari statunitensi del prodotto nel periodo $t - 24$; il logaritmo del rapporto tra una misura dei costi di trasferimento (trasporto, assicurazione, tariffe, etc.) nel periodo t e una misura dei costi di trasferimento nel periodo $t - 24$; il logaritmo del rapporto tra una variabile che include ragioni residue per cui il prezzo può differire tra Canada e Stati Uniti nel periodo t e una variabile che include ragioni residue per cui il prezzo può differire tra Canada e Stati Uniti nel periodo $t - 24$. Di tutte queste variabili vengono prese le differenze prime. I risultati dell'analisi di regressione indicano che la LOP fallisce uniformemente.

Dornbusch (1987) esegue la sua analisi empirica in più fasi. Innanzitutto, analizzando la variazione percentuale degli indici relativi dei prezzi delle esportazioni tra Stati Uniti e Germania, da un lato, e tra Stati Uniti e Giappone, dall'altro, dal 1980:IV al 1984:IV egli verifica che entrambi sono ben lungi dall'essere stabili. Questo risultato viene confermato anche dal confronto tra la variazione cumulata (1980:IV - 1985:I) di prezzi delle esportazioni e delle importazioni in alcuni settori industriali negli Stati Uniti. Analizzando, infine, per gli Stati Uniti l'andamento del rapporto tra gli indici dei prezzi delle esportazioni e quelli delle importazioni, Dornbusch trova conferma ai risultati precedenti. Egli trova, inoltre, che il rapporto tra gli indici dei prezzi domestici e quelli delle esportazioni è relativamente stabile, mentre il rapporto tra gli indici dei prezzi domestici e quelli delle importazioni declina non tanto quanto il NER.

Per quanto riguarda la verifica della LOP, quando si prendono in considerazione i prezzi dello stesso bene venduto in patria o all'estero, utilizzando dati mensili dal 1973:I al 1983:VII di prezzi domestici e all'esportazione praticati da imprese giapponesi per alcuni settori industriali altamente disaggregati, **Giovannini (1988)** verifica con un'analisi di regressione che esiste discriminazione di prezzo ex-ante tra il mercato domestico ed il mercato estero. In particolare, il regressando è il rapporto tra il prezzo delle esportazioni giapponesi (prezzo in dollari statunitensi moltiplicato per NER calcolato come il prezzo in Yen di un dollaro statunitense) e il prezzo praticato sul mercato domestico. I regressori (informazione disponibile al tempo $t - 1$) sono: valori ritardati della variabile dipendente; il logaritmo del WPI (Wholesale Price Index) statunitense; il logaritmo della produzione industriale statunitense; il NER calcolato come il prezzo in Yen di un dollaro statunitense; il WPI giapponese; la produzione industriale giapponese. Tutte le variabili sono espresse in termini di

trend e componente stagionale. L'autore realizza per ciascun settore quattro regressioni con l'informazione ritardata di 1, 3, 6 e 12 mesi. L'ipotesi nulla è che tutti i coefficienti eccetto il termine costante siano pari a zero. In otto casi su dodici l'ipotesi nulla viene rigettata al livello di significatività del 5 per cento indicando, così che le imprese discriminano ex ante e/o che i prezzi sono prefissati per più di un mese.

In due studi successivi [**Knetter (1989)** e **Knetter (1993)**] Knetter cerca di verificare l'esistenza di discriminazione di prezzo da parte delle imprese di più Paesi tra i mercati di destinazione delle loro esportazioni con un'analisi di regressione. Il regressando è il logaritmo del prezzo dell'esportazione. I regressori sono: una variabile *dummy* per catturare l'"effetto tempo"; una variabile *dummy* introdotta al fine di catturare l'"effetto Paese"; il logaritmo del rapporto tra il NER (calcolato come il prezzo in termini della valuta del Paese di destinazione delle esportazioni di una unità della valuta dell'esportatore) e il livello dei prezzi nel mercato di destinazione delle esportazioni. Nel primo lavoro, l'autore usa dati trimestrali dei prezzi delle esportazioni praticati in un gran numero di mercati esteri per 6 settori industriali statunitensi (1978:I - 1986:I) e di 10 settori industriali tedeschi (1977:I - 1985:IV). I risultati indicano che l'aggiustamento dei prezzi delle esportazioni ai movimenti del NER è molto più pronunciato per le imprese tedesche che per quelle statunitensi. Con dati annuali, Knetter (1993) analizza i prezzi delle esportazioni verso Paesi selezionati per un certo numero di settori industriali a livello molto disaggregato in quattro Paesi di origine: Stati Uniti (1973 - 1987), U.K. (1974 - 1987), Giappone (1973 - 1987) e Germania (1975 - 1987). Le regressioni non confermano i risultati dello studio precedente indicando che le imprese dei vari Paesi nello stesso settore industriale reagiscono ai movimenti del NER nello stesso modo. La differenza di comportamento si riscontra tra imprese di settori industriali differenti.

Anche **Kasa (1992)** arriva alla conclusione che le imprese discriminano tra i mercati in cui esportano i loro prodotti. Questo risultato è ottenuto con un'analisi di regressione utilizzando dati trimestrali dal 1978:I al 1987:IV per le importazioni in Stati Uniti e Canada di 7 beni tedeschi. Il regressando è il logaritmo del prezzo negli Stati Uniti rispetto al Canada. I regressori sono: il prezzo praticato negli Stati Uniti; il prezzo praticato in Canada; il RER tra Germania e Stati Uniti; il RER tra Germania e Canada.

Ulteriore evidenza a favore di questo fenomeno viene dagli studi di Feenstra, Gagnon, and Knetter (1996), Feenstra and Kendall (1997), Hooper and Mann (1989) e Gagnon and Knetter (1995), solo per citarne alcuni.

2.1.2 Purchasing Power Parity

Come è stato detto in precedenza, le analisi empiriche sulla PPP relativa hanno cercato di verificare se gli indici relativi dei prezzi seguono l'andamento descritto dalla (5) o quello di random walk definito dalla (6). Gli studi realizzati possono essere

suddivisi in base alle metodologie statistiche impiegate³.

I lavori che si basano sull'analisi di cointegrazione hanno portato a risultati discordanti. Baillie and Selover (1987), Enders (1988), Mark (1990), Patel (1990) usano il "two-step Engle-Granger method". Sulla base di questo approccio viene realizzata un'analisi di cointegrazione su di una equazione del tipo:

$$e_t = b_0 + b_1 p_t + b_2 p_t^* + \varepsilon_t.$$

Se e_t , p_t e p_t^* sono integrate di ordine uno, allora la PPP relativa esiste se ε_t stimato risulta stazionario. La validità della PPP assoluta sarà verificata se saranno soddisfatte anche le condizioni $b_1 = 1$ e $b_2 = -1$.

Gli studi sopra citati che usano questo metodo non trovano evidenza di alcuna cointegrazione, nel senso che la serie residuale stimata ε_t non è stazionaria.

Utilizzando il "full information maximum likelihood method" di Johansen, al contrario, Cheung and Lai (1993), Kugler and Lenz (1993), MacDonald (1993), MacDonald and Marsh (1997) hanno trovato evidenza a favore delle PPP considerate, così come anche quelli che hanno impiegato i metodi di Phillips and Hansen (1990) e Hansen (1992)⁴.

In generale è possibile concludere che la violazione o meno delle PPP dipende crucialmente dal metodo utilizzato. Anche nei casi in cui viene trovata evidenza a favore delle PPP, inoltre, occorre tenere conto che essa essere piuttosto debole.

Un altro metodo utilizzato per testare l'ipotesi di *mean reversion* del RER contro l'ipotesi di random walk è stato l'Augmented Dickey-Fuller statistic' (ADF). I risultati di questo tipo di applicazioni supportano l'ipotesi di random walk del RER. E' opportuno notare, tuttavia, che i test univariati per la ricerca di radici unitarie hanno bassa potenza e quindi difficilmente permettono il rifiuto dell'ipotesi di random walk quando essa è falsa.

Il 'variance ratio test' (VR) di Cochrane (1988) costituisce un'alternativa all'ADF e permette di distinguere tra la componente permanente e la componente transitoria delle serie considerate. Utilizzando il VR, Huizinga (1987) trova che la componente permanente del RER ammonta a circa il 60%.

In generale, l'evidenza degli studi che usano l'ADF e il VR indica che l'aggiustamento alla PPP è estremamente lento.

Un modo per superare i problemi dei test univariati per la ricerca di radici unitarie nelle serie è stato quello di utilizzare dati 'panel'. In particolare, i ricercatori hanno aumentato il numero di osservazioni campionarie sia con l'allungamento del periodo campionario (T) che attraverso l'estensione dei riferimenti cross section considerati (N). Con il primo metodo di incremento delle osservazioni si sono trovate half-life⁵ tra i 3 ed i 7 anni. Aumentare T , tuttavia, presenta delle controindicazioni dato che, allungando molto il periodo campionario, si rischia di avere indici dei prezzi assai differenti all'inizio e alla fine del periodo. Per questo motivo più interessante è il caso di incremento di N . I risultati ottenuti utilizzando questo metodo indicano una half-life di circa 4 anni.

³Per approfondimenti sugli studi empirici realizzati sulla PPP si vedano Giovannetti (1992) e MacDonald (1998).

⁴MacDonald and Moore (1996).

⁵Il periodo impiegato dalle deviazioni dalla PPP per dimezzarsi.

2.1.3 Conclusioni

Dalle ricerche empiriche su LOP e PPP fin qui esposte è possibile trarre alcune conclusioni. Innanzitutto, appare chiaro che entrambe sono sistematicamente violate. Nel breve periodo le deviazioni dalla LOP sono grandi e volatili. In particolare, la volatilità degli indici relativi dei prezzi è dello stesso ordine di grandezza della volatilità dei NER. Il fatto che la volatilità dei differenziali di prezzo sia sorprendentemente grande anche quando si confini l'attenzione a classi relativamente omogenee di beni altamente commerciabili fa pensare anche che questi beni debbano essere considerati più come beni differenziati che non come beni omogenei.

Per quanto riguarda la PPP la maggioranza delle ricerche indica che la *mean reversion* del RER esiste, ma che è molto lenta.

Alla luce di tutto ciò, si presenta il problema di come risolvere quello che Rogoff (1996) definisce un puzzle, ovvero come è possibile conciliare l'enorme volatilità di breve periodo dei tassi reali di cambio con il tasso estremamente lento al quale gli shock sembrano esaurirsi. In altre parole, si tratta di capire quali fattori possano impedire il completo aggiustamento nei livelli dei prezzi relativi.

3 Frizioni al commercio

La ricerca che si è occupata dell'individuazione dei fattori che impediscono un rapido aggiustamento verso la PPP ha inizialmente suggerito un insieme di elementi che, combinati tra loro, è probabile producano tale effetto.

Tra questi vi sono *costi di trasporto*, *tariffe* e *barriere non tariffarie*⁶. Questi fattori, infatti, generano una banda all'interno della quale i prezzi in posti diversi sono in grado di fluttuare liberamente al riparo da qualsiasi possibilità di arbitraggio.

Si considerino due regioni, j e k , che si scambiano un bene i e si supponga che il costo di trasporto sia rappresentato da una proporzione h ⁷ del prezzo del bene commerciato. Di conseguenza, in j non si acquista il bene i da k - non è possibile fare arbitraggio - in un qualsiasi periodo di tempo t ($t = 1, \dots, T$), fin quando

$$P_{ij}^t < P_{ik}^t(1 + h).$$

Se si suppone che $\gamma = (1 + h)$, si trasforma la condizione in

$$P_{ij}^t/P_{ik}^t < \gamma. \quad (7)$$

Ragionando allo stesso modo, nel posto k non si acquista il bene i da j se

$$P_{ij}^t/P_{ik}^t > 1/\gamma. \quad (8)$$

⁶Un esempio di barriere non tariffarie è rappresentato dagli stretti controlli che i Paesi impongono sulle importazioni di beni alimentari. Tali controlli, infatti, possono comportare grandi costi aggiuntivi a causa del deterioramento della merce nel periodo in cui essa viene sottoposta ai suddetti controlli.

⁷Per semplicità assunta costante fra le regioni, fra i beni e nel tempo. L'imposizione di tali ipotesi, comunque, non comporta una perdita di generalità se si suppone che - come appare ragionevole pensare - la serie delle proporzioni h sia limitata superiormente.

Da (7) e (8) si ottiene la determinazione della banda all'interno della quale i prezzi di luoghi diversi possono muoversi liberamente:

$$1/\gamma < P_{ij}^t/P_{ik}^t < \gamma, \quad (9)$$

che in logaritmi è uguale a

$$-\omega < p_{ij}^t - p_{ik}^t < \omega, \quad (10)$$

con $\omega = \log(\gamma)$, $p_{ij}^t = \log(P_{ij}^t)$ e $p_{ik}^t = \log(P_{ik}^t)$.

Il quadro di riferimento adottato ha conseguenze non solo sul differenziale di prezzo, ma anche sui tassi d'inflazione di ciascuna regione.

Si consideri $t = 1$ come anno base. Come è stato detto sopra, nella regione j in ogni periodo vale la (7) e, dunque, anche nell'anno base sarà:

$$P_{ij}^1/P_{ik}^1 < \gamma. \quad (11)$$

Se π_{ij}^{t+1} è il tasso di inflazione che si realizza nella regione j tra t e $t+1$, il prezzo del bene i nella regione j al tempo $t+1$ potrà essere scritto come $P_{ij}^{t+1} = P_{ij}^t(1 + \pi_{ij}^{t+1})$. Ragionando così per ogni periodo, si ottiene che

$$P_{ij}^T = P_{ij}^1 \prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ij}^{t+1}),$$

e altrettanto varrà per la regione k .

Da questi risultati e da (7) risulta, perciò, che

$$P_{ij}^T/P_{ik}^T = (P_{ij}^1/P_{ik}^1) \left[\prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ij}^{t+1}) / \prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ik}^{t+1}) \right] < \gamma.$$

Se, per semplicità, $P_{ij}^1 = P_{ik}^1$, allora

$$\prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ij}^{t+1}) / \prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ik}^{t+1}) < \gamma. \quad (12)$$

Ragionando in maniera equivalente per la regione k , vale che

$$\prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ij}^{t+1}) / \prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ik}^{t+1}) > 1/\gamma. \quad (13)$$

Da (12) e (13) si ottiene

$$1/\gamma < \prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ij}^{t+1}) / \prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ik}^{t+1}) < \gamma. \quad (14)$$

Se $\mu_{ij}^{t+1} = \log(1 + \pi_{ij}^{t+1})$ e $\mu_{ik}^{t+1} = \log(1 + \pi_{ik}^{t+1})$, allora la (14) in logaritmi è uguale a

$$-\omega < \sum_{t=1}^T \mu_{ij}^{t+1} - \sum_{t=1}^T \mu_{ik}^{t+1} < \omega$$

o anche

$$-\omega < \sum_{t=1}^T (\mu_{ij}^{t+1} - \mu_{ik}^{t+1}) < \omega. \quad (15)$$

Nel caso in cui sia, invece, $P_{ij}^1/P_{ik}^1 = \beta \neq 1$ si ottiene

$$1/\gamma < \beta \left[\prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ij}^{t+1}) / \prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ik}^{t+1}) \right] < \gamma,$$

da cui

$$1/(\gamma\beta) < \left[\prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ij}^{t+1}) / \prod_{t=1}^T (1 + \pi_{ik}^{t+1}) \right] < \gamma/\beta$$

che, in logaritmi, è uguale a

$$-\sigma < \sum_{t=1}^T (\mu_{ij}^{t+1} - \mu_{ik}^{t+1}) < \sigma, \quad (16)$$

con $\sigma = \gamma\beta$.

La (15) e la (16) dimostrano che anche per i tassi d'inflazione una divergenza troppo prolungata non è possibile. Questa, infatti, è impedita dall'arbitraggio su merci che entrerà in gioco nel momento in cui gli estremi della banda vengano superati. Per quanto riguarda i costi di trasporto, in particolare, essi consentiranno ai prezzi relativi sia di differire che di influenzare il tasso al quale si osserva che convergono. Regioni vicine, con bassi costi di movimento dei beni tra loro, sarà più probabile che vedano aggiustarsi rapidamente i disturbi nei prezzi relativi rispetto a regioni che sono lontane.

Dalle considerazioni fatte fino qui, dunque, è possibile concludere che costi di trasporto, tariffe e barriere non tariffarie generano una banda dentro la quale i prezzi relativi possono muoversi senza che sia possibile realizzare l'arbitraggio su merci. Al cambiare dei fattori che la determinano, anche la banda si modificherà. Con tariffe e barriere non tariffarie costanti, inoltre, la banda potrà spostarsi a seguito di cambiamenti dei costi di trasporto, dovuti, ad esempio, all'aumentare della distanza tra i posti.

3.1 Evidenza empirica sui costi di transazione

Usando un *panel* di 12 settori di TG in 91 coppie di Paesi dell'OECD, **Wei and Parsley (1995)** analizzano l'effetto che hanno sulla volatilità del RER tra luoghi diversi nel periodo post 1973 la distanza - come approssimazione dei costi di trasporto - la volatilità del NER, l'eventuale presenza di un oceano, il confine nazionale, la presenza di aree di libero scambio, ed, infine, la lingua usata. I loro risultati indicano che solo i primi tre fattori sono significativi. In particolare, trovano che è la volatilità del NER ad avere l'impatto di gran lunga maggiore. La distanza e la presenza di un oceano tra i luoghi sono significativi, ma hanno un effetto sul RER decisamente inferiore rispetto a quello che ha il NER.

In **Engel and Rogers (1996)** viene analizzato il ruolo della distanza e di un confine nazionale nella spiegazione della volatilità dei prezzi di beni simili per 14 categorie di prezzi al consumo in varie città degli Stati Uniti e del Canada. I dati coprono il periodo da giugno 1978 a dicembre 1994 e hanno una frequenza mensile o bimensile. La scelta di Stati Uniti a Canada è dovuta, in primo luogo, al fatto che essi condividono un lungo confine. In secondo luogo, tra di loro esiste un commercio prevalentemente libero. Infine, il fatto che in entrambi i Paesi si parli l'inglese e che abbiano tradizioni culturali e politiche simili suggerisce che la migrazione di forza lavoro tra i due Paesi sia superiore a quella osservabile tra la maggior parte dei Paesi. La verifica empirica viene effettuata con il metodo della regressione. In particolare, il regressando è la volatilità del logaritmo del prezzo in dollari statunitensi del bene i nel posto k la misura del quale è la differenza nel logaritmo del prezzo relativo tra il tempo t e il tempo $t - 2$. I regressori sono: il logaritmo della distanza tra i luoghi; una variabile *dummy* per distinguere tra luoghi in Paesi diversi. I risultati indicano che la distanza fisica gioca un ruolo significativo nella spiegazione del fallimento della LOP tra due regioni. La distanza da sola, tuttavia, non è sufficiente a spiegare la variabilità nei prezzi di beni simili se i due posti sono in Paesi differenti. Il confine, infatti, aggiunge molta volatilità ai prezzi relativi. Gli autori calcolano che attraversare il confine equivale a 1780 miglia di distanza tra città. Questo dato potrebbe non essere significativo se la distanza non contribuisse molto alla dispersione dei prezzi, ma così non è. Dopo aver ottenuto questi risultati, i due autori cercano di determinare la rilevanza delle barriere commerciali nella spiegazione dell'importanza del confine. Il test dà come risultato che la grandezza del coefficiente del confine non viene diminuita da quando l'accordo di libero scambio tra Stati Uniti e Canada è entrato in vigore (NAFTA, 1993), dimostrando così che non esiste una significativa differenza tra il periodo precedente e quello successivo al trattato. Questo, naturalmente, non esclude la possibilità che le barriere informali contino nella dispersione dei prezzi.

Parsley and Wei (1996) analizzano la convergenza alla LOP con dati trimestrali dal 1975:I al 1992:IV tra alcune città degli Stati Uniti al fine di escludere l'impatto di NER, tariffe e barriere non tariffarie sulla velocità di aggiustamento ad essa. Nel loro studio, approssimando i costi di trasporto con la distanza tra le città, essi verificano anche la relazione tra la variabilità dei prezzi relativi tra le città e la loro distanza, nonché il ruolo che la distanza ha nella velocità di aggiustamento alla LOP. Nel primo caso viene realizzata una regressione nella quale il regressando è una misura della volatilità del logaritmo del prezzo relativo di un bene venduto in città diverse e i regressori sono il logaritmo della distanza e alcune variabili *dummy* introdotte per distinguere tra prodotti differenti. I risultati forniscono una decisa evidenza a favore del fatto che i costi di trasporto consentono ai prezzi in località diverse di differire e che la grandezza di tali differenze cresce con loro. Nel secondo caso viene aumentata la specificazione utilizzata per verificare la velocità di convergenza alla LOP con il logaritmo della distanza tra le città. I risultati indicano che la velocità di convergenza tra città più lontane è minore.

Cecchetti, Mark, and Sonora (1998) si preoccupano di testare il potere esplica-

tivo della distanza sulla velocità di aggiustamento non alla LOP, bensì alla PPP tra alcune città degli Stati Uniti, prendendo Chicago come *numerario*. Gli autori realizzano due regressioni *cross sectional* nelle quali il regressore è sempre il logaritmo del logaritmo della distanza tra città e i regressandi, rispettivamente, sono la volatilità del logaritmo del RER tra città diverse e la volatilità del logaritmo della differenza prima del RER tra città diverse. I risultati dell'analisi permettono di concludere che posti più lontani presentano una più alta volatilità dei livelli dei prezzi relativi. Inoltre, regredendo misure alternative della persistenza del tasso reale di cambio sulle misure della distanza prescelte, gli autori trovano che l'evidenza è consistente con l'ipotesi che costi di trasporto proporzionali generino una banda all'interno della quale il prezzo relativo tra due posti può fluttuare senza creare opportunità di arbitraggio.

Alla luce dei risultati degli studi empirici presentati in questa sezione è possibile concludere che fra i tre fattori presentati solo per i costi di trasporto viene trovata evidenza empirica a favore di un impatto positivo sui differenziali di prezzo tra posti diversi. Questa relazione esiste, ma non è particolarmente forte. Appare evidente, dunque, che le teorie della LOP e della PPP debbano essere integrate prendendo in considerazione anche altri elementi che possano spiegare il perchè di divergenze così ampie e persistenti.

4 Non linearità dell'aggiustamento verso LOP e PPP

La presenza di costi di trasporto, tariffe e barriere non tariffarie suggerisce che le deviazioni dalla LOP e dalla PPP siano suddivisibili in due tipologie. Da un lato, le deviazioni che rimangono all'interno della banda e che, dunque, essendo al riparo da qualsiasi possibilità di arbitraggio, risulteranno assai durature - quasi permanenti. Dall'altro, le deviazioni che superano le bande e che, dunque, dovrebbero essere rapidamente riassorbite. La presenza di questo tipo di *mean reversion* non lineare è stata formalizzata dal punto di vista teorico per mercati spazialmente separati e costi di transazione proporzionali da Dumas (1992), ma può essere estesa a tutti i casi in cui sia presente un qualche elemento che generi un banda all'interno della quale i prezzi in posti diversi sono in grado di fluttuare liberamente al riparo da qualsiasi possibilità di arbitraggio⁸.

Dal punto di vista empirico, l'approccio dei ricercatori è stato di separare le osservazioni corrispondenti a grandi deviazioni dalla PPP da quelle più piccole e quindi stimare separatamente la *mean reversion* di ciascun gruppo.

Obstfeld and Taylor (1997) utilizzano il "Band Threshold Autoregressive (B-TAR) model"⁹ per analizzare la non linearità di 14 indici disaggregati di prezzi al consumo per 23 città di Stati Uniti e Canada da giugno del 1978 a dicembre del 1994¹⁰. I risultati confermano l'idea dell'aggiustamento non lineare dei RER: fuori

⁸Due elementi che possono allargare tale banda sono costituiti, ad esempio, dall'incertezza della permanenza degli shock e dalla presenza di costi di entrata nei mercati esteri.

⁹Per approfondimenti sul B-TAR si veda Tong (1990).

¹⁰L'insieme di dati utilizzato in questo lavoro è ripreso da Engel and Rogers (1996).

dalla banda, infatti, la half-life calcolata con il B-TAR è compresa tra i 20 ed i 40 mesi, di gran lunga inferiore, quindi, a quanto ottenuto negli studi che non tengono conto della non linearità. Obstfeld e Taylor, inoltre, mostrano come il valore della banda sia positivamente legato ad alcune misure della segmentazione del mercato (distanza, restrizioni al commercio e volatilità del NER).

Applicando il modello B-TAR a serie di prezzi di beni scelti a livello disaggregato all'interno degli Stati Uniti, anche **O'Connell and Wei (1997)** trovano evidenza a favore della non linearità dell'aggiustamento verso LOP e PPP dei RER.

A differenza dei due studi precedenti, per analizzare il tipo di *mean reversion* dei RER, **Michael, Nobay, and Peel (1997)** utilizzano il modello di "exponentially autoregressive" (EAR) di Haggan and Ozaki (1981) su un data base di dati mensili tra le due guerre mondiali e su un data base di dati annuali della lunghezza di due secoli. Anche con questo metodo, l'evidenza empirica indica che i RER si comportano come random walk per piccole deviazioni dalla PPP e che la velocità della loro *mean reversion* è molto alta per grandi deviazioni.

5 Modifiche alle teorie della LOP e della PPP

Una distinzione estremamente importante nell'ambito dello studio delle modifiche proposte alle teorie della LOP e della PPP è costituita dalla suddivisione dei prodotti in beni commerciabili a livello internazionale (Tradable Goods, TG) e beni non commerciabili (Nontradable Goods, NTG). In particolare, i NTG sono beni per i quali i costi di transazione sono talmente elevati da precludere qualsiasi tipo di commercio - si pensi, ad esempio, al classico esempio del servizio offerto da un parucchiere - mentre i TG sono, invece, prodotti per i quali il commercio internazionale è possibile.

La distinzione dei prodotti in TG e NTG è alla base di tutte le teorie che verranno qui di seguito descritte e consente di suddividerle in due categorie principali. A tal fine, si supponga che gli indici dei prezzi scelti possano essere scomposti nel modo seguente:

$$P_t = (P_{Tt})^{\delta_t} (P_{Nt})^{1-\delta_t}$$

$$P_t^* = (P_{T^*t})^{\delta_t^*} (P_{N^*t})^{1-\delta_t^*}$$

che, in termini logaritmici, sono uguali a

$$p_t = \delta_t p_{Tt} + (1 - \delta_t) p_{Nt} \quad (17)$$

e

$$p_t^* = \delta_t^* p_{T^*t} + (1 - \delta_t^*) p_{N^*t}, \quad (18)$$

con p_{Tt} e p_{T^*t} che rappresentano, rispettivamente, l'indice domestico ed estero dei prezzi dei TG, p_{Nt} e p_{N^*t} che rappresentano, rispettivamente, l'indice domestico ed estero dei prezzi dei NTG e, infine, δ_t e δ_t^* che indicano, rispettivamente, la quota domestica e la quota estera di TG nelle due economie. Si assuma, per semplicità,

che δ_t e δ_t^* siano costanti.

Se si definisce un RER per i TG, vale a dire

$$q_{Tt} \equiv e_t - p_{Tt} + p_{T^*t}, \quad (19)$$

allora, sostituendo la (17), la (18) e la (19) nella (3), si ottiene

$$q_t = q_{Tt} + (\delta - 1)(p_{Tt} - p_{Nt}) + (1 - \delta^*)(p_{T^*t} - p_{N^*t}). \quad (20)$$

La suddivisione delle teorie deriva dalla divergenza di opinione sul fattore da ritenere responsabile della variabilità del RER nella (20). Una parte della letteratura, infatti, ritiene che quest'ultima debba essere principalmente imputata alla variabilità del primo termine, ovvero ai movimenti del NER in presenza di prezzi nominali vischiosi (Sticky Price Models). Dall'altra parte, i modelli 'reali' ritengono che sia soprattutto la volatilità del secondo e terzo termine di destra della (20) ad influire sulla variabilità del RER, cioè i movimenti dei prezzi relativi dei TG rispetto a quelli dei NTG nei due Paesi con l'ipotesi che la LOP e la PPP siano valide nel settore dei TG.

Prima di presentare le teorie del primo - sezione 5.2 - e del secondo tipo - sezioni 5.3, 5.4 e 5.6 - qui di seguito verrà brevemente analizzata la relazione tra ragioni di scambio e RER utilizzando la suddivisione dei beni in TG e NTG. Tale esigenza deriva dal fatto che le ragioni di scambio vengono incluse spesso tra le variabili esplicative nelle ricerche empiriche che verranno presentate nel sezione 5.5.

5.1 La relazione tra RER e le ragioni di scambio

Con il termine 'ragioni di scambio' (TOT) viene indicato il rapporto tra l'indice dei prezzi delle esportazioni (P_x) e l'indice dei prezzi delle importazioni (P_m) di un Paese. In termini formali, perciò,

$$TOT = P_x/P_m,$$

o, in logaritmi,

$$tot = p_x - p_m.$$

Si consideri un mondo a due soli Paesi e si scompongano l'indice domestico ed estero dei prezzi dei TG nel modo seguente

$$p^T = \eta p_d + (1 - \eta)p_m \quad (21)$$

$$p^{T^*} = \eta^* p_{d^*} + (1 - \eta^*)p_{m^*},$$

dove p_d e p_{d^*} indicano, rispettivamente, l'indice dei prezzi delle imprese domestiche ed estere sul proprio mercato nazionale, p_m e p_{m^*} rappresentano, rispettivamente, l'indice domestico ed estero dei prezzi delle importazioni e, infine, η e η^* indicano, rispettivamente, la quota domestica ed estera degli indici dei prezzi delle imprese domestiche sul proprio mercato interno e sono poste, per semplicità, costanti.

Dalla (3), (17) e (18), nonché dalle ipotesi, fatte per semplicità, che δ_t e δ_t^* siano costanti nel tempo e che $\delta = \delta^*$ si ottiene la seguente definizione di RER

$$q = e + (1 - \delta)(p^{T^*} - p^T) + \delta(p^{N^*} - p^N). \quad (22)$$

A questo punto, sostituendo le (21) nella (22) e ipotizzando, per semplicità, che $\eta = \eta^*$, si ottiene

$$q = e + (1 - \delta)[\eta(p_{d^*} - p_d) + (1 - \eta)(p_{m^*} - p_m)] + \delta(p^{N^*} - p^N). \quad (23)$$

Dato che nella (23) $p_{m^*} = p_x$ e che, quindi, $(p_{m^*} - p_m)$ rappresenta il logaritmo delle ragioni di scambio, si può concludere che tra RER e TOT esiste una relazione positiva misurabile dal coefficiente $(1 - \delta)(1 - \eta)$.

5.2 Il ‘Pricing To Market’

Come è stato detto in precedenza, la validità della LOP e della PPP poggia sull’idea che l’arbitraggio su merci non permetta ai prezzi di divergere. Questo deve essere vero sia nel caso in cui si confrontino i prezzi di beni prodotti all’interno con quelli di beni importati, sia nel caso in cui si prendano in considerazione i prezzi dello stesso bene venduto sul mercato domestico e su quelli esteri.

Con riferimento a quest’ultimo tipo di situazione, è stato descritto in precedenza come l’evidenza empirica mostri in maniera convincente che i prezzi praticati dalle imprese nei vari mercati in cui esportano i loro prodotti sono differenti o, in altre parole, che le imprese dei vari Paesi fanno discriminazioni di prezzo tra differenti mercati internazionali. Questo fenomeno è stato definito da Krugman (1987) ‘Pricing To Market’ (PTM).

Gli studi teorici sul PTM si sono mossi su due direttrici distinte che verranno analizzate separatamente. Un primo filone ha proposto come responsabile del fenomeno del PTM la discriminazione di prezzo che le imprese realizzano su mercati diversi a seconda delle condizioni locali della domanda. Un altro filone ha, invece, individuato come responsabile la scarsa reazione dei prezzi ai movimenti dei tassi nominali di cambio (*hysteresis* nel commercio) dovuta a fattori dal lato dell’offerta. In particolare, i fattori proposti come causa dell’aggiustamento incompleto dei prezzi ai movimenti del NER sono l’esistenza di costi di entrata e mantenimento su un mercato estero (Baldwin (1988), Dixit (1989) e Baldwin and Krugman (1989)), la presenza di costi di menu (Delgado (1991)) e la presenza di mercati dei beni segmentati ed imperfetti (Dornbusch (1987)).

5.2.1 Il PTM dal lato della domanda

Un modello proposto da Knetter (1989) permette di presentare in modo semplice la spiegazione del PTM dal lato della domanda.

Si consideri il caso di una impresa che esporta in N destinazioni straniere, ciascuna delle quali indicata genericamente con j . La domanda in ciascun mercato di destinazione si assume che abbia la seguente forma generale:

$$D_{jt} = f_j(E_{jt}P_{jt})v_{jt},$$

con $j = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$, e dove D_{jt} è la quantità domandata dal mercato di destinazione j nel periodo t , P_{jt} è il prezzo in termini della valuta dell’esportatore, E_{jt} è il tasso di cambio - in questo caso valuta del mercato di destinazione per unità di valuta dell’esportatore - e v_{jt} è una variabile casuale che può creare movimenti

non sistematici nella domanda.

Il fatto che non venga fatta alcuna ipotesi sulla struttura del mercato, rende necessario pensare f_j come una curva di domanda residuale se la risposta di altri produttori è rilevante. I costi dell'esportatore siano dati da:

$$C_t = C\left(\sum_{j=1}^N D_{jt}\right)\epsilon_t,$$

dove C_t misura i costi in unità di valuta domestica e ϵ_t è una variabile casuale che può spostare la funzione di costo - ad esempio cambiamenti nei prezzi degli input - nel periodo t .

Il profitto dell'esportatore nel periodo t è:

$$\pi_t = \sum_{j=1}^N P_{jt}D_{jt} - C\left(\sum_{j=1}^N D_{jt}\right)\epsilon_t.$$

Le condizioni del primo ordine si ottengono sostituendo le funzioni di domanda nella funzione di profitto e massimizzando rispetto al prezzo fissato in ciascun mercato in ciascun periodo:

$$P_{jt} = C'_t(\epsilon_{jt}/(\epsilon_{jt} - 1)) \quad (24)$$

con $j = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$ e dove C'_t rappresenta il costo marginale nel periodo t e ϵ_{jt} è l'elasticità della domanda rispetto al prezzo in valuta locale nel mercato di destinazione i .

Sulla base della (24), quindi, si conclude che l'esportatore rende uguale il proprio costo marginale al ricavo marginale che ottiene in ciascun mercato. In particolare, egli fissa il prezzo espresso nella propria valuta imponendo un *mark-up* sui costi marginali che è determinato dalla elasticità della domanda nei vari mercati di destinazione.

Si noti che l'equazione (24) include anche il comportamento dell'esportatore in un contesto perfettamente competitivo. Tale risultato si ottiene quando le elasticità della domanda sono infinite e indipendenti dalla destinazione e le imprese scelgono il livello di output al quale il costo marginale eguaglia il prezzo mondiale.

Per quanto riguarda la relazione tra il prezzo praticato nei vari mercati di destinazione e le variazioni del NER, Knetter (1989) sottolinea come, in un contesto di concorrenza imperfetta e quindi di discriminazione internazionale dei prezzi, l'ipotesi di elasticità della domanda costanti rispetto al prezzo in valuta locale nel mercato di destinazione implica che il *mark-up* sul costo marginale in ciascun mercato delle esportazioni sia fisso, mentre l'ipotesi che le elasticità della domanda rispetto al prezzo in valuta locale nel mercato di destinazione siano variabili implica che le imprese praticano quello che Knetter (1993) definisce 'local-currency price stability' (LCPS), ovvero che in seguito ad un cambiamento del tasso di cambio nominale esse tendono a stabilizzare il prezzo dei loro prodotti in termini della valuta del Paese verso il quale li esportano.

Un modello più complesso di discriminazione dei prezzi tra il mercato interno ed estero viene proposto da Giovannini (1988). Egli prende in considerazione il caso della determinazione dei prezzi domestici e all'esportazione da parte di una impresa

in una situazione di monopolio concorrenziale, ipotizzando, in primo luogo, che i prezzi siano fissati prima della realizzazione di tutte le variabili che influiscono su domanda e offerta e, in secondo luogo, che l'impresa sia in grado di discriminare tra il mercato interno e quello estero. In tale contesto Giovannini studia le determinanti dell'andamento dei prezzi delle esportazioni a seconda della loro valuta di denominazione. In particolare, analizza il ruolo di incertezza e aspettative sul NER nonché il ruolo della discriminazione di prezzo praticato dall'impresa.

Il modello conclude che quando i prezzi delle esportazioni sono fissati in valuta estera, un aumento dell'incertezza del tasso di cambio non influisce né su di essi né sui prezzi domestici. Quando, invece, i prezzi delle esportazioni sono fissati in valuta domestica, gli effetti su di essi e sui prezzi domestici sono ambigui.

Per quanto riguarda l'effetto sui prezzi delle esportazioni di aspettative sul NER e discriminazione di prezzo, Giovannini conclude che un apprezzamento della valuta estera atteso persistente conduce ad una riduzione del prezzo relativo delle esportazioni se questo è denominato in valuta estera e ad un incremento del prezzo relativo se questo è denominato in valuta domestica.

Concludendo, quando i prezzi domestici e delle esportazioni sono denominati nella stessa valuta, ogni deviazione dalla LOP indica che l'impresa fa discriminazioni di prezzo due mercati, mentre quando i prezzi delle esportazioni sono denominati in valuta estera le deviazioni dalla LOP sono la somma di discriminazione ex ante e movimenti inattesi del NER.

5.2.2 Il PTM dal lato dell'offerta

Come è stato detto in precedenza, una parte della letteratura sul PTM ha ritenuto responsabili dell'*hysteresis* nel commercio alcuni fattori dal lato dell'offerta.

Baldwin (1988), Dixit (1989) e Baldwin and Krugman (1989) propongono la presenza di costi di entrata e mantenimento su un mercato estero come spiegazione del fatto che grandi e persistenti shock del NER possono avere effetti persistenti sui flussi commerciali, nonché sul tasso di cambio nominale di equilibrio. In particolare, un apprezzamento temporaneo nel tasso di cambio, se sufficientemente grande, indurrebbe imprese estere ad entrare nel mercato domestico, ma, se per entrare è necessario sostenere un costo fisso - marketing, R&S, reputazione, reti di distribuzione etc. - e per rimanere nel mercato è richiesto in ciascun periodo un costo fisso di mantenimento inferiore al costo fisso di entrata, appare chiaro che le imprese straniere troveranno profittevole rimanere in tale mercato anche nel caso in cui il tasso di cambio ritorni ad un livello più basso. Lo stesso discorso vale anche all'inverso: una volta, cioè, che le imprese domestiche abbiano abbandonato i mercati esteri, un semplice ritorno del tasso di cambio ai livelli precedenti non sarà sufficiente a rendere vantaggioso il costoso rientro. Grandi slittamenti del tasso di cambio, quindi, possono causare *hysteresis* nel commercio quando i costi di entrata nel mercato sono fissi.

Un altro fattore individuato da Delgado (1991) per spiegare l'*hysteresis* nel commercio è costituito dalla presenza dei costi di menu¹¹ che le imprese devono sostenere

¹¹I costi di menu possono essere definiti come “[...] the actual costs of changing menus or printing the catalogs, and the cost produced by consumer resentment to price increases - essentially, the

ogni qual volta decidano di cambiare i loro prezzi. Le imprese, infatti, saranno riluttanti a cambiare i prezzi fino a che il cambiamento accumulato nelle direzioni opposte non sarà grande abbastanza da giustificare non solo il cambiamento del prezzo, ma anche il possibile costo di dover aggiustare i prezzi una volta ancora se il tasso di cambio dovesse tornare al suo precedente livello. Più in particolare, Delgado trova che costi di menu dell'ordine dello 0.1 per cento dei costi di produzione implicano che il tasso di cambio nominale dovrebbe muoversi del 7 per cento affinché le imprese siano indotte a modificare i loro prezzi. Al crescere dei costi di menu cresce anche il cambiamento del NER necessario a indurre modificazioni di prezzo. La peculiarità del modello con costi di menu risiede nel fatto che esso riesce a fornire una spiegazione della rigidità dei prezzi ai movimenti del tasso di cambio nominale o, in altre parole, del perché l'aggiustamento dei prezzi ai movimenti del NER è discreto e non continuo come, invece, prevedono gli altri modelli di PTM dal lato dell'offerta¹².

Una terza spiegazione del meccanismo di aggiustamento dei prezzi relativi ai movimenti del tasso di cambio viene fornita da Dornbusch (1987) utilizzando alcuni modelli di organizzazione industriale. Sulla base di tali modelli, in presenza di mercati segmentati ed imperfetti, viene dimostrato che il meccanismo di aggiustamento dei prezzi risulta influenzato da più fattori. Il primo di essi è rappresentato dal *livello di integrazione o separazione del mercato* di un bene a livello internazionale. Anche il *grado di sostituibilità tra varianti domestiche ed estere di un prodotto* ha un ruolo determinante nel modo in cui il prezzo si muove a seguito dei mutamenti del tasso di cambio nominale dal momento che questi ultimi influenzano non solo la determinazione dei prezzi da parte delle imprese, ma anche gli effetti sulla produzione dei cambiamenti dei costi che essi producono. Di fondamentale importanza, poi, è l'*organizzazione del mercato* dato che la scelta dei prezzi da praticare da parte delle imprese risulterà fortemente influenzata dal livello di concorrenza.

I modelli presentati in Dornbusch (1987) sono quello di Cournot, quello di Dixit-Stiglitz - semplice ed esteso - e quello di "competition on the circle" di Salop. Nel primo dei tre viene analizzato il caso di un mercato oligopolistico nel quale esiste una perfetta sostituibilità tra i beni prodotti dalle varie imprese; negli altri due, invece, viene evidenziata la differenziazione di prodotto. In ognuno viene verificato l'effetto che una variazione del NER - o nei costi relativi del lavoro tra i Paesi - ha sul prezzo del bene praticato dalle imprese domestiche ed estere.

Tutti i modelli considerati predicono che un apprezzamento della valuta di un Paese conduce alla riduzione del prezzo delle importazioni. Nel caso di beni omogenei, le imprese domestiche seguono completamente l'abbassamento dei prezzi delle importazioni, ma le quantità da loro vendute si riducono. Nel caso di beni differenziati i prezzi relativi delle importazioni rispetto ai prezzi delle imprese domestiche si riducono, ma l'entità di tale riduzione dipende dal grado di competizione sul mercato e

advertising costs necessary to regain lost consumers" (Rogers and Jenkins (1995), p. 342).

¹²Si tenga in considerazione, tuttavia, che la validità di tale osservazione dal punto di vista microeconomico dipende in maniera cruciale dal periodo preso come riferimento per l'osservazione del fenomeno del PTM. Utilizzando, infatti, come periodo di riferimento quello scelto dalle singole imprese per le loro politiche di prezzo, si osserverebbe un aggiustamento continuo dei prezzi ai movimenti del NER e non discreto come sostenuto da Delgado.

dal numero relativo di imprese domestiche ed estere sul mercato.

5.2.3 Evidenza empirica sul PTM

L'esistenza del comportamento di PTM da parte delle imprese di molti Paesi è ampiamente documentata.

Utilizzando dati mensili dal 1973:I al 1983:VII di prezzi domestici e all'esportazione praticati da imprese giapponesi per alcuni settori industriali altamente disaggregati, **Giovannini (1988)** verifica con un'analisi di regressione¹³ che esiste discriminazione di prezzo ex-ante tra il mercato domestico ed il mercato estero. In particolare, isolando l'effetto 'discriminazione' dall'effetto dovuto a movimenti inattesi ed improvvisi del tasso di cambio nominale, Giovannini constata che l'ipotesi di assenza di discriminazione di prezzo ex ante viene fortemente rigettata.

Analizzando i prezzi dell'esportazioni di 6 settori industriali statunitensi e di 10 settori industriali tedeschi verso un ampio numeri di mercati di destinazione delle esportazioni con dati trimestrali dal 1978:I al 1986:I (Stati Uniti) e dal 1977:I al 1985:4 (Germania), **Knetter (1989)** cerca di distinguere i cambiamenti del costo marginale dalle fluttuazioni del *mark-up* nei prezzi delle esportazioni in un contesto di discriminazione dei prezzi tra mercati delle esportazioni differenti. Le regressioni realizzate indicano che l'aggiustamento 'country-specific' dei prezzi delle esportazioni ai movimenti dei NER è molto più pronunciato nelle industrie tedesche che in quelle statunitensi.

Kasa (1992) verifica empiricamente un modello che combina la spiegazione del PTM dal lato della domanda con la spiegazione del PTM dal lato dell'offerta. Effettuando regressioni con dati doganali trimestrali dal 1978:I al 1987:IV sull'importazione di 7 prodotti tedeschi negli Stati Uniti e in Canada, Kasa verifica che il livello di PTM cresce con l'importanza relativa della componente transitoria nei tassi di cambio nominali.

Approfondendo il lavoro del 1989, **Knetter (1993)** verifica il livello di LCPS nei vari mercati di destinazione delle esportazioni per un certo numero di industrie a livello altamente disaggregato di Stati Uniti, U.K., Giappone e Germania con dati a frequenza annuale dal 1973 al 1987 (Stati Uniti), dal 1974 al 1987 (U.K.), dal 1973 al 1987 (Giappone) e dal 1975 al 1987 (Germania). Le regressioni realizzate indicano che i comportamenti delle imprese dei diversi Paesi di origine delle esportazioni sono assai differenti. Laddove, tuttavia, Knetter ha potuto confrontare il comportamento di imprese dello stesso settore industriale, i risultati indicano che il livello di PTM nei vari Paesi non è significativamente differente. Dalle regressioni, inoltre, non sembra che il comportamento di PTM dipenda dal mercato di destinazione delle esportazioni. I risultati, infine, mostrano che il PTM è un fenomeno importante anche per prodotti chimici relativamente omogenei. In conclusione, il lavoro di Knetter

¹³Per approfondimenti sull'analisi di regressione svolta da Giovannini (1988), Knetter (1989), Kasa (1992) e Knetter (1993) si veda la sezione 2.1.1.

sembra indicare che la principale fonte di variazione nel comportamento di PTM sia il settore industriale di appartenenza delle imprese e non i Paesi di origine né di destinazione delle esportazioni.

Feenstra, Gagnon, and Knetter (1996) studiano la relazione tra *pass-through* e quota di mercato nell'industria automobilistica usando dati annuali dal 1970 al 1988 delle vendite di automobili di Francia, Germania, Svezia e Stati Uniti verso 12 Paesi, di cui 5 (Norvegia, Finlandia, Austria, Svizzera e Israele) sono non produttori di automobili e 7 (Canada, Francia, Germania, Giappone, Svezia, Gran Bretagna e Stati Uniti). I dati dei prezzi sono valori unitari domestici e delle esportazioni e si riferiscono alla vendita delle automobili sul mercato interno, sul mercato degli altri Paesi produttori e non produttori. La quota di mercato per i Paesi produttori è ottenuta come il rapporto tra le vendite del Paese e le vendite totali (ottenute aggiungendo alla produzione totale le importazioni totali e sottraendo le esportazioni totali, mentre per i Paesi non produttori essa considerata pari alle importazioni totali. I risultati dell'analisi di cointegrazione indicano che il livello di *pass-through* diminuisce con l'aumentare della quota di mercato per piccole quote, mentre aumenta con l'incremento della quota di mercato per grandi quote di mercato. Il livello di *pass-through* realizzato dalle imprese svedesi è del 30% maggiore rispetto a quello realizzato dalle imprese francesi. Il livello di *pass-through* realizzato dalle imprese tedesche e statunitensi è del 60% maggiore rispetto a quello realizzato dalle imprese francesi.

Ulteriore evidenza a favore del fenomeno di PTM viene dagli studi di Feenstra (1989), Marston (1990a), Hooper and Mann (1989), Gagnon and Knetter (1995), Alexius (1996), Feenstra and Kendall (1997), Adolfson (1999) e Kichian and Khalaf (2000), solo per menzionarne alcuni.

5.3 Il modello Balassa-Samuelson

5.3.1 Il modello Balassa-Samuelson classico

Il più noto modello tra quelli che forniscono una spiegazione 'reale' della volatilità del RER è quello sviluppato in modo indipendente da Balassa (1964) e Samuelson (1964) (modello Balassa-Samuelson, BS).

L'idea che sta alla base del modello è la seguente. Dopo aver suddiviso i beni in TG e NTG, si supponga, per semplicità, che il lavoro sia l'unico fattore produttivo e la sua produttività nel settore dei TG aumenti più di quella nel settore dei NTG - come si verifica effettivamente nella realtà. Se la concorrenza tra i gruppi di lavoratori o la loro mobilità rende uguali i salari percepiti nei due settori, l'impatto sul livello generale dei prezzi degli incrementi di produttività che si realizzano in una economia dipenderà da come si comporteranno i salari monetari. Si ipotizzi, per semplicità, che la produttività nel settore dei TG aumenti, mentre quella nel settore dei NTG rimanga costante. Se il salario nel settore dei TG rimane costante e gli incrementi di produttività vanno tutti nella diminuzione dei prezzi dei TG, i prezzi di questi tipi di beni scenderanno e quelli dei NTG non declineranno proporzionalmente, limitando così la riduzione del livello generale dei prezzi. Se, invece, i salari aumentano

dello stesso ammontare dell'aumento della produttività, i prezzi dei TG rimangono invariati, ma l'aumento dei salari nel settore terziario determinerà un aumento dei prezzi dei NTG. La conseguenza è un incremento del livello generale dei prezzi. E' possibile, infine, individuare una infinità di casi intermedi a seconda dei movimenti delle variabili sopra menzionate.

In assenza di restrizioni al commercio e tenendo conto dei costi di trasporto, il tasso di cambio nominale viene influenzato solo dal settore dei TG. Perciò, in seguito a cambiamenti di produttività diversi nei due Paesi, il tasso di cambio si aggiusterà in maniera tale da rendere uguali i prezzi dei beni di quella categoria espressi nella stessa valuta. Il grado di divergenza dell'inflazione tra i due Paesi dipenderà, quindi, dalla differenza tra la produttività nel settore dei TG e la produttività nel settore dei NTG che avrà ciascuno di essi. Il Paese con il differenziale più grande presenterà un tasso di inflazione maggiore. Solo nel caso di incrementi di produttività e aggiustamenti salariali identici nei vari Paesi e di effetti neutrali di essi sulla produzione e il consumo la PPP sarebbe ancora valida e non ci sarebbe bisogno di aggiustamenti dei tassi di cambio. Come si comprende bene, però, queste ipotesi sono irrealistiche. Dal punto di vista formale, si assuma che ci siano due fattori di produzione, il lavoro (L) e il capitale (K), che sono pienamente impiegati nella produzione di due tipi di beni, i TG (T) e i NTG (N). L'output in ciascun settore (Y_i , $i = T, N$) sia determinato da una tecnologia di produzione di tipo Cobb-Douglas:

$$Y_T = A_T L_T^{\theta_T} K_T^{1-\theta_T}$$

$$Y_N = A_N L_N^{\theta_N} K_N^{1-\theta_N}.$$

I parametri θ_T e θ_N rappresentano, rispettivamente, le intensità di lavoro nella produzione dei TG e NTG, assunte diverse, mentre gli A_i indicano il contenuto tecnologico delle due tipologie di beni. In una situazione di concorrenza perfetta, il tasso di interesse (R) e il salario nominale in ciascun settore (W_T , W_N , rispettivamente) saranno

$$R = (1 - \theta_T)A_T(K_T/L_T)^{-\theta_T} = P_{rel}(1 - \theta_N)A_N(K_N/L_N)^{-\theta_N}$$

$$W_T = \theta_T A_T (K_T/L_T)^{1-\theta_T}$$

$$W_N = P_{rel} \theta_N A_N (K_N/L_N)^{1-\theta_N},$$

dove $P_{rel} = P_N/P_T$ è il prezzo relativo dei NTG. E' conveniente esprimere queste condizioni di equilibrio in termini logaritmici:

$$r = \log(1 - \theta_T) + a_T - \theta_T(k_T - l_T) = \log(1 - \theta_N) + a_N + p_{rel} - \theta_N(k_N - l_N) \quad (25)$$

$$w_T = \log \theta_T + a_T + (1 - \theta_T)(k_T - l_T)$$

$$w_N = \log \theta_N + a_N + p_{rel} + (1 - \theta_N)(k_N - l_N),$$

con a_i che rappresenta la produttività totale dei fattori in ciascun settore. Se si ipotizza che i mercati di capitale siano perfettamente competitivi e integrati, il tasso di interesse risulta esogenamente dato dal mercato finanziario internazionale.

Si supponga ora che il lavoro sia perfettamente mobile tra i settori e, quindi, che i

salari nominali siano tra questi omogenei ($w_T = w_N = w$).

Risolvendo per i rapporti capitale-lavoro le equazioni del tasso di interesse e sostituendoli nelle equazioni dei salari, si ottiene l'espressione per il prezzo relativo dei NTG rispetto a quello dei TG

$$p_{rel} = p_N - p_T = c + (\theta_N/\theta_T)a_T - a_N \quad (26)$$

dove c è un termine costante che include il tasso di interesse reale e le intensità dei fattori che sono prese come date. Si noti che il rapporto (θ_N/θ_T) è più grande di uno, se si considera che i NTG, come i servizi, tendono ad essere più *labor-intensive* dei TG. I risultati fin qui ottenuti permettono di esprimere il RER in termini di salari e produttività settoriali.

Si consideri ora il RER. Come è noto

$$RER = (e + p^*) - p \quad (27)$$

con e che è il tasso di cambio nominale e p e p^* che rappresentano, rispettivamente, un livello generale dei prezzi all'interno di un Paese e all'estero. Assumendo, per semplicità, che δ_t e δ_t^* siano costanti nel tempo e sostituendo le espressioni (17) e (18) nella (27) si ottiene:

$$RER = [(e + p_T^*) - p_T] + [\delta^*(p_N^* - p_T^*) - \delta(p_N - p_T)]. \quad (28)$$

Una assunzione tipica in letteratura è che nel lungo periodo la PPP valga nel settore dei TG. Se, per semplicità, si assume che $\delta = \delta^*$, $\theta_N = \theta_N^*$ e $\theta_T = \theta_T^*$, allora varrà anche $c = c^*$ e, sostituendo la (26) di ogni Paese nella (28) si otterrà:

$$RER = \delta[(\theta_N/\theta_T)(a_T - a_T^*) - (a_N - a_N^*)] \quad (29)$$

Sulla base di questa espressione, dunque, il Paese con il più alto differenziale di produttività tra settori avrà un livello dei prezzi più elevato.

5.3.2 Estensioni del modello BS: l'ipotesi di salari nominali settoriali non omogenei

Una delle ipotesi del modello BS classico è quella riguardante il mercato del lavoro e che prevede che il lavoro sia perfettamente mobile tra i settori e, quindi, che i salari nominali siano tra questi omogenei ($w_T = w_N = w$).

Alberola and Tyrväinen (1998) propongono, invece, di considerare non omogenei i salari nominali dei due settori e giustificano la loro scelta in base a due considerazioni: innanzitutto, il lavoro non è omogeneo a causa delle differenze nelle abilità o del capitale umano; inoltre, è noto che il lavoro non è pienamente impiegato a causa di imperfezioni o rigidità. L'ipotesi di non omogeneità dei salari nominali tra i settori dei TG e dei NTG implica che la (26) si trasforma nella seguente espressione:

$$p_{rel} = p_N - p_T = c + (\theta_N/\theta_T)a_T - a_N - \theta_N(w_T - w_N). \quad (30)$$

Occorre notare che se si assume che i salari nominali dei due settori siano uguali, l'ultimo termine a destra della (30) scompare, lasciando così la specificazione corrispondente al modello standard. Nel modello esteso, in linea teorica, i cambiamenti

nei salari settoriali potrebbero addirittura capovolgere le previsioni dei livelli dei prezzi ottenuti con il modello standard.

Sotto l'ipotesi di non omogeneità dei salari nominali tra i settori dei TG e dei NTG, la (29) si trasformerà nella seguente espressione:

$$RER = \delta[(\theta_N/\theta_T)(a_T - a_T^*) - (a_N - a_N^*)] - \delta\theta_N[(w_T - w_N) - (w_T^* - w_N^*)]. \quad (31)$$

Sulla base della (31) e a differenza della versione classica del modello, la divergenza dei prezzi nei Paesi dipenderà anche dalla differenza tra il differenziale salariale settoriale all'interno e all'estero.

5.3.3 Estensioni del modello BS: la rimozione dell'ipotesi di validità della PPP per i TG

Una ulteriore estensione del modello BS può essere ottenuta rimuovendo l'ipotesi che la PPP non valga nel settore dei TG e analizzandone le conseguenze. A tale scopo è innanzitutto opportuno esprimere le equazioni (25) in termini, ciascuna, del prezzo del settore a cui si riferiscono e non più del prezzo relativo dei NTG rispetto ai TG. In questo modo si ottiene

$$r = \log(1 - \theta_T) + a_T + p_T - \theta_T(k_T - l_T)$$

$$w_T = \log \theta_T + a_T + p_T + (1 - \theta_T)(k_T - l_T).$$

Risolvendo la prima equazione per il rapporto capitale-lavoro e sostituendolo nella seconda, si arriva a definire il prezzo dei TG come

$$p_T = \chi + \theta_T w_T - a_T, \quad (32)$$

dove χ è un termine costante che include il tasso di interesse e le intensità dei fattori che sono considerate come date.

A questo punto, sostituendo la (32) di ogni Paese nella (28), imponendo le ipotesi semplificatrici come in precedenza e utilizzando anche la (31), si ottiene

$$RER = [(e + \theta_T w_T^* - \theta_T w_T) - (a_T^* - a_T)] +$$

$$\delta[(\theta_N/\theta_T)(a_T - a_T^*) - (a_N - a_N^*)] - \delta\theta_N[(w_T - w_N) - (w_T^* - w_N^*)],$$

che esprime il tasso di cambio reale non solo in termini dei differenziali di produttività tra settori all'interno e all'estero e della differenza tra il differenziale salariale settoriale all'interno e all'estero, ma anche in termini del differenziale di costo del lavoro nel settore dei TG tra i Paesi.

Nel caso in cui si giudicasse opportuno rimuovere l'ipotesi di validità della PPP per i TG, ma si ritenesse non giusto accettare l'assunzione di non omogeneità dei salari settoriali, si otterrebbe

$$RER = [(e + \theta_T w_T^* - \theta_T w_T) - (a_T^* - a_T)] +$$

$$\delta[(\theta_N/\theta_T)(a_T - a_T^*) - (a_N - a_N^*)].$$

5.3.4 Estensioni del modello BS: la “demand - side explanation”

Sia il modello BS classico che le estensioni del modello BS fin qui considerate si occupano solo del lato dell’offerta. Nel modello presentato da Bergstrand (1991) e ripreso da De Gregorio, Giovannini, and Wolf (1994) si cerca, invece, di evidenziare il legame tra le differenze nei gusti tra i Paesi con le differenze nei loro GDP pro capite e le differenze nei loro tassi di cambio reali. Tale estensione si basa sulla considerazione del fatto che i cambiamenti nei gusti possono portare a modificazioni nei tassi di cambio reali tanto quanto le variazioni nelle tecnologie e nelle dotazioni relative di fattori dal momento che “at higher [real per capita] incomes, products of different kinds, although filling the same basic needs, are likely to replace less sophisticated types of products; furthermore, products filling new needs are added But the more we divide total production into subgroups, the greater will be the variations in income elasticity” [Linder (1961), pp. 94-95].

L’effetto dei fattori dal lato della domanda sul prezzo relativo dei TG rispetto a quello dei NTG dipende crucialmente dalle assunzioni che vengono fatte dal lato dell’offerta. Una ipotesi standard che viene fatta nel modello BS classico, infatti, è che i mercati di capitali siano perfettamente competitivi ed integrati e che, quindi, il tasso di interesse R risulti esogenamente dato dal mercato finanziario internazionale. Questa assunzione è determinante - insieme all’ipotesi, qui non rilevante, che il salario nei due settori sia uguale - per ottenere, partendo dalle espressioni (25), che il prezzo relativo dei TG rispetto a quello dei NTG sia espresso come nella (26). L’accettazione o meno di tale ipotesi influisce direttamente sul tipo di ruolo che i fattori dal lato della domanda hanno nella determinazione il prezzo relativo dei TG rispetto a quello dei NTG.

Seguendo De Gregorio, Giovannini, and Wolf (1994), si supponga che il consumatore rappresentativo abbia la seguente funzione di utilità che, come si argomenterà qui di seguito, risulta non omotetica

$$V(C_N, C_T) = C_N^\phi (C_T - \bar{C})^{1-\phi},$$

dove C_N e C_T indicano, rispettivamente, il consumo di NTG e di TG. Il parametro \bar{C} è un requisito esogeno di consumo minimo che esiste per i TG e che determina una elasticità della domanda di TG rispetto al reddito inferiore all’unità. Assumiamo che il consumatore abbia il seguente vincolo di bilancio - espresso in termini di TG -

$$Y = C_T + PC_N + PG,$$

dove Y è il reddito totale e G è la spesa pubblica totale che è diretta interamente a NTG ed è finanziata con tasse di tipo ‘lump sum’.

Supponendo, per semplicità, che il consumatore rappresentativo massimizzi la propria utilità periodo per periodo sotto il vincolo di bilancio, si ottengono le condizioni di primo ordine seguenti che sono, rispettivamente, le funzioni di domanda dei TG e dei NTG

$$C_T = \phi\bar{C} + (1 - \phi)(Y - PG)$$

e

$$C_N = \phi/P[Y - PG - \bar{C}].$$

Se la spesa pubblica è una frazione costante g del reddito totale, $PG = gY$, la domanda totale (pubblica e privata) per TG e NTG è uguale a

$$C_T = (1 - \phi)(1 - g)Y + \phi\bar{C}$$

e

$$C_N + G = [\phi + (1 - \phi)g]Y/P - \phi\bar{C}/P.$$

Per $\bar{C} > 0$, dunque, l'elasticità della domanda di TG rispetto al reddito è inferiore all'unità mentre quella dei NTG è superiore all'unità. Un aumento nel reddito, perciò, provocherà un aumento nella quota di consumo dei NTG.

A questo punto è opportuno notare che l'effetto degli shock dal lato della domanda dipende dalle assunzioni che vengono fatte dal lato dell'offerta. Nel caso di perfetta mobilità di capitali, infatti, mentre gli shock dal lato dell'offerta influiranno sia sul prezzo relativo di equilibrio che i livelli di produzione relativa dei TG, quelli dal lato della domanda incideranno esclusivamente sulla composizione dell'output. Rilassando, invece, le forti ipotesi di concorrenza perfetta nei mercati dei beni e dei fattori, di validità della LOP per i TG e di perfetta mobilità dei capitali, allora gli shock dal lato della domanda avranno effetto anche sui prezzi relativi.

Un'ulteriore opportuna considerazione riguarda la fonte degli shock dal lato della domanda. Un aumento della quota della spesa pubblica sul GDP, infatti, se da una lato conduce ad un aumento della produzione di NTG, dall'altro, riducendo, come si è visto, il reddito privato disponibile, determina una riduzione della quota di NTG prodotta. Dato che la riduzione complessiva nella spesa nei NTG è inferiore all'aumento della spesa pubblica che si suppone ricada interamente sui NTG, l'incremento della quota della spesa pubblica sul GDP produrrà l'aumento del consumo e della produzione di NTG, nonché, dunque, l'aumento del prezzo dei NTG rispetto a al prezzo dei TG.

5.4 “Traded goods consumption smoothing” e RER

Un approccio allo studio delle determinanti del RER alternativo a quello Balassa-Samuelson viene dai modelli detti di “inter-temporal consumption smoothing behavior”. Sulla base di tali teorie, in un contesto di fattori immobili all'interno di ciascun settore e di mercati dei capitali aperti i movimenti nel prezzo relativo nel settore dei TG rispetto a quello nel settore dei NTG possono essere assai duraturi - in alcuni casi permanenti - anche se le componenti sottostanti mostrano una precisa tendenza o sono fortemente transitorie. L'idea di base di questa classe di modelli, come dice Rogoff (1992), è che “[...] with open capital markets, agents can smooth their consumption of tradeables in the face of transitory traded goods productivity shocks; as a consequence the intra-temporal price of traded and non-traded goods is smoothed as well” (p. 2). Partendo da tali premesse, i modelli di “consumption smoothing” giungono, a differenza del modello BS classico, ad attribuire alla spesa pubblica una importanza pari a quella dei fattori dal lato dell'offerta.

Formalmente, seguendo Rogoff (1992) e Chinn and Johnston (1997), le funzioni di produzione sono determinate da una tecnologia di produzione di tipo Cobb-Douglas:

$$Y_{Tt} = A_{Tt}L_{Tt}^{\theta_T}K_{Tt}^{1-\theta_T}$$

$$Y_{Nt} = A_{Nt} L_{Nt}^{\theta_N} K_{Nt}^{1-\theta_N},$$

dove Y_T e Y_N sono, rispettivamente, gli output della produzione di TG e NTG; L , K e A rappresentano, rispettivamente, shock stocastici di lavoro, capitale e produttività in ciascun settore. Viene assunto - diversamente dal modello BS classico - che capitale e lavoro non siano mobili tra i settori all'interno del Paese.

Dal lato della domanda, si suppone che il consumatore rappresentativo massimizzi la seguente funzione di utilità inter-temporale

$$V_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^{s-t} [(C_{Ns}^\alpha C_{Ts}^{1-\alpha})^{1-\psi} / (1-\psi)],$$

dove β è il tasso di sconto soggettivo, C_T e C_N sono, rispettivamente, il consumo di TG e NTG e ψ è l'inverso della elasticità di sostituzione inter-temporale.

Sia il governo che i privati cittadini hanno libero accesso ai mercati dei capitali mondiali. Ipotizzando che l'economia sia piccola, il tasso di interesse mondiale (R) dovrà essere considerato fisso. Se si assume che la spesa pubblica sia finanziata da tasse lump-sum, si può integrare il vincolo di bilancio pubblico nel vincolo di bilancio individuale, rappresentato da

$$F_{t+1} = (1+R)(F_t + Y_{Tt} - C_{Tt} - P_t C_{Nt} - G_{Tt} - P_t G_{Nt}), \quad (33)$$

dove F_t rappresenta gli *assets* esteri posseduti dal consumatore rappresentativo nel periodo t , P costituisce il prezzo relativo dei NTG rispetto a quello dei TG, Y_t è il reddito totale derivante dalla produzione domestica e misurato in termini di TG, G_T rappresenta il consumo pubblico di TG e G_N il consumo pubblico di NTG. Viene ipotizzato che $R\beta = 1$, cioè che il consumo pubblico non influenzi l'utilità del consumo privato.

Se si suppone che non ci sia la possibilità di scambiare i NTG intertemporalmente, il consumo domestico di NTG deve essere uguale alla produzione domestica di NTG in ogni periodo, cioè

$$Y_{Nt} = C_{Nt} + G_{Nt}. \quad (34)$$

Il consumo di TG, al contrario, può essere distribuito intertemporalmente. Perciò, da (33), (34) e imponendo la condizione "no-Ponzi-scheme" per il vincolo di bilancio pubblico¹⁴, è possibile derivare il vincolo di bilancio inter-temporale per il Paese nel suo complesso:

$$\sum_{s=0}^{\infty} C_{Ts} / (1+R)^{s-t} = F_t + \sum_{s=0}^{\infty} (Y_{Ts} - G_{Ts}) / R^{s-t}.$$

¹⁴Questa ipotesi implica che il valore attuale scontato della spesa pubblica sia uguale al valore attuale delle entrate tributarie, cioè

$$G_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{G_t}{\prod_{i=1}^t (1+r_i)} = \tau_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{\tau_t}{\prod_{i=1}^t (1+r_i)}$$

dove G indica la spesa pubblica totale e τ le tasse imposte dal governo. In altre parole, impedisce al governo di prendere a prestito illimitatamente senza copertura.

Le condizioni del primo ordine per la massimizzazione dell'utilità individuale implicano che il prezzo relativo dei NTG nel periodo t , P_t , dipende dal consumo domestico relativo dei due tipi di beni

$$P_t = \alpha C_{Tt} / (1 - \alpha) C_{Nt}. \quad (35)$$

Le condizioni del primo ordine implicano anche che gli agenti distribuiscano l'utilità marginale attesa nel tempo. Ciò viene approssimato - in logaritmi - da

$$E_t(c_{T(t+1)} - c_{Tt}) \approx \{\alpha(1 - \psi) / [\psi + \alpha(1 - \psi)]\} E_t(c_{N(t+1)} - c_{Nt}), \quad (36)$$

assumendo che gli shock della produttività siano omoschedastici e che $\psi = 1$. Prendendo il logaritmo della (35) e combinando l'espressione così ottenuta con la (36) si ottiene

$$p_{t+1} - p_t = (c_{T(t+1)} - c_{N(t+1)}) - (c_{Tt} - c_{Nt}). \quad (37)$$

Dalla (37) si vede che tranne che per shock all'offerta di NTG disponibili per il consumo privato, il prezzo relativo dei NTG segue un andamento random walk, a prescindere dal tipo di correlazione esistente tra gli shock della produttività dei TG. A differenza del modello BS, quindi, anche in presenza di un trend nella crescita della produttività nel settore dei TG, non ci sarà necessariamente alcun trend nel prezzo relativo dei NTG.

Per ottenere un modello empiricamente implementabile, viene assunto che la spesa pubblica espressa come proporzione sul GDP segua un andamento random walk e che gli shock della produttività siano distribuiti lognormalmente:

$$a_{N(t+1)} = \xi a_{Nt} + u_{Nt}$$

$$a_{T(t+1)} = \rho a_{Tt} + u_{Tt}.$$

Si ipotizzi, per semplicità, che ξ e ρ siano pari all'unità. Dopo alcuni passaggi¹⁵ si arriva alla espressione centrale del modello

$$p_{t+1} - p_t = (a_{T(t+1)} - a_{Tt}) - \zeta_N (a_{N(t+1)} - a_{Nt}) + (\zeta_N - 1)(g_{N(t+1)} - g_{Nt}),$$

dove ζ_N è il rapporto tra produzione di NTG e consumo privato di NTG e da cui, dopo una serie di sostituzioni, si ottiene

$$p_{t+1} = a_{T(t+1)} - \zeta_N a_{N(t+1)} + (\zeta_N - 1)g_{N(t+1)} + p_0,$$

dove p_0 è una condizione iniziale.

Ripetendo tutto quanto fatto finora per un Paese straniero in condizioni di simmetria, è possibile ricavare il RER. Sottraendo dal prezzo relativo dei NTG di un Paese quello dell'altro si ottiene

$$\begin{aligned} p_{t+1} - p_{t+1}^* &\equiv (p_{N(t+1)} - p_{T(t+1)}) - (e_t + p_{N(t+1)}^* - e_t - p_{T(t+1)}^*) \\ &= \dot{a}_{T(t+1)} - \zeta_N \dot{a}_{N(t+1)} + (\zeta_N - 1)\dot{g}_{N(t+1)} + \dot{p}_0, \end{aligned} \quad (38)$$

¹⁵Si veda Rogoff (1992), pp. 14-16.

dove il pallino indica i differenziali fra Paesi delle variabili corrispondenti. Semplificando gli e , la (38) diventa

$$\begin{aligned} & [(p_{N(t+1)} - p_{T(t+1)}) - (p_{N(t+1)}^* - p_{T(t+1)}^*)] \\ & = \dot{a}_{T(t+1)} - \zeta_N \dot{a}_{N(t+1)} + (\zeta_N - 1) \dot{g}_{t+1} + \dot{p}_0. \end{aligned} \quad (39)$$

Da (26), (27) e ipotizzando, per semplicità, che δ_t e δ_t^* siano costanti nel tempo e uguali fra Paesi ($\delta = \delta^*$) si ottiene

$$RER_{t+1} = -\delta[(p_{N(t+1)} - p_{T(t+1)}) - (p_{N(t+1)}^* - p_{T(t+1)}^*)]. \quad (40)$$

Di conseguenza, da (39) e (40) si ottiene

$$RER_{t+1} = -\delta[\dot{a}_{T(t+1)} - \zeta_N \dot{a}_{N(t+1)} + (\zeta_N - 1) \dot{g}_{N(t+1)} + \dot{p}_0]. \quad (41)$$

In base alla (81), perciò, il RER dipende dal differenziale tra i livelli relativi della produttività nel settore dei TG e dei NTG nei due Paesi e dalla differenza tra i livelli di spesa pubblica dei Paesi, espressi come proporzione del GDP. In altre parole il modello di "traded goods consumption smoothing" giunge a conclusioni analoghe a quelle ottenute dalla "demand - side explanation".

5.5 Evidenza empirica sui modelli tipo BS e sul modello di "Traded goods consumption smoothing"

Gli studi empirici sul modello BS classico e sulle sue versioni estese possono essere suddivise a seconda dei metodi di verifica utilizzati.

Analisi di regressione

Il primo studio in ordine temporale è quello di **Hsieh (1982)**. Per Germania e Giappone rispetto ai loro partner commerciali dal 1954 al 1976 egli trova una relazione significativa, ma piuttosto debole, tra il RER, il differenziale della produttività relativa tra il settore dei TG e quello dei NTG all'interno e all'estero - da qui in avanti 'differenziali di produttività settoriale' - e il differenziale di costo del lavoro nel settore dei TG tra i Paesi.

Marston (1990b) trova un relazione significativa tra RER e differenziali di produttività settoriale nel caso di cinque RER bilaterali dal 1973 al 1986. Le stime sono decisamente più alte di quelle ottenute da Hsieh (1982).

Froot and Rogoff (1991) verificano l'effetto sui RER dei Paesi partecipanti al Sistema Monetario Europeo dal 1979 al 1989 calcolati rispetto alla media SME di differenziali di produttività settoriale, fattori dal lato della domanda e spesa pubblica. Gli autori trovano che solo la 'demand side explanation' risulta statisticamente significativa.

Asea and Mendoza (1994) studiano la relazione di lungo periodo¹⁶ tra i prezzi

¹⁶Per ottenere un'analisi di lungo periodo Asea e Mendoza usano il filtro Hodrick-Prescott.

relativi dei NTG rispetto a quelli dei TG e i differenziali di produttività settoriale del lavoro per 14 Paesi dell'OECD dal 1970 al 1985. I loro risultati indicano che la variabile esplicativa è significativa, ma che l'effetto non è molto forte.

Per 14 Paesi dell'OECD dal 1970 al 1985, **De Gregorio and Wolf (1994)** verificano empiricamente le determinanti di breve periodo dei RER e dei prezzi relativi dei NTG rispetto a quelli dei TG. Come variabili esplicative considerano la spesa pubblica e il GDP pro capite - 'demand-side explanation' - differenziali di produttività settoriale totale dei fattori e, infine, ragioni di scambio. Nelle regressioni con il RER come variabile dipendente i due autori trovano che il differenziale della produttività settoriale totale dei fattori è altamente significativo, ma con un effetto piuttosto debole; nel caso dei prezzi relativi dei NTG essa diventa non significativo.

Usando dati settoriali per 14 Paesi dell'OECD dal 1970 al 1985, **De Gregorio, Giovannini, and Wolf (1994)** regrediscono i prezzi relativi dei NTG sui differenziali di produttività settoriale totale dei fattori, la spesa pubblica e il reddito pro capite. Gli autori trovano che, mentre nel breve periodo i fattori dal lato della domanda possiedono un potere esplicativo superiore a quello del fattore dal lato dell'offerta, la situazione si ribalta radicalmente nel lungo periodo¹⁷.

Micossi and Milesi-Ferretti (1994) verificano empiricamente per 8 Paesi europei dal 1966 al 1990 l'effetto che i differenziali della produttività settoriale del lavoro e il reddito pro capite hanno sui prezzi relativi dei NTG. In seguito studiano la relazione tra i RER e i differenziali di produttività settoriale del lavoro, la differenza tra il differenziale salariale settoriale all'interno e all'estero e il differenziale di costo del lavoro nel settore dei TG tra i Paesi, ovvero la versione più estesa del modello BS. Nella prima fase i risultati indicano che per la maggior parte dei Paesi i differenziali di produttività settoriale sono significativi, ma che il loro effetto è debole. Il reddito pro capite, invece, è rilevante solo in tre casi. Nella seconda analisi empirica gli autori trovano, in linea con i risultati ottenuti da Hsieh (1982) e Marston (1990b), che tutte le variabili esplicative sono significative.

Strauss (1995) usando dati per i G7 dal 1960 al 1990 trova che nel breve periodo il prezzo relativo dei NTG rispetto a quello dei TG influisce significativamente sul RER. Per la maggior parte dei Paesi l'aggiustamento all'equilibrio è di circa tre anni.

A conclusione di questo primo gruppo di studi empirici si può dire che viene trovata una buona evidenza a favore del modello BS per il breve e il lungo periodo. E' opportuno notare, però, che questo tipo di approccio è suscettibile di una nota critica¹⁸ sulla base della quale, da un punto di vista statistico, nel caso della verifica di relazioni quali quella prevista dal modello BS, la specificazione del modello in differenze prime è altamente possibile che, data la probabile presenza di cointegrazione, fornisca risultati distorti.

¹⁷Analisi cross-section con valori medi dal 1970 al 1985 per i 14 Paesi.

¹⁸Per approfondimenti si veda, ad esempio, Chinn (1996).

Analisi di cointegrazione

Faruqee (1995), ad esempio, usa i metodi di Johansen per verificare sul periodo dal 1950 al 1990 l'esistenza di cointegrazione tra i 'Real Effective Exchange Rates'(REER)¹⁹ di Stati Uniti e Giappone e l'effetto BS - calcolato come il rapporto tra il CPI (Consumer Price Index) e il WPI (Wholesale Price Index) - l'investimento estero netto e le ragioni di scambio. Viene trovata una chiara evidenza a favore della cointegrazione per entrambi i Paesi anche se, per gli Stati Uniti, un insieme di test di esclusione indica che né l'investimento estero netto né l'effetto BS da soli sono in grado spiegare i movimenti permanenti nel tasso di cambio - le ragioni di scambio, invece, possono essere escluse. Per il Giappone, al contrario, nessuna variabile può essere esclusa.

Esaminando per la Germania 6 RER bilaterali con Belgio, Canada, Finlandia, Francia, U.K. e Stati Uniti, **Strauss (1996)** trova una forte evidenza a favore della loro cointegrazione con i differenziali di produttività settoriale all'interno e all'estero.

Chinn (1996) usa stime del rango di cointegrazione diversi - Johansen, Phillips-Loretan e Pedroni - allo scopo di verificare empiricamente la relazione tra i REER di 14 Paesi, i differenziali di produttività settoriale all'interno e all'estero e la spesa pubblica - ma includendo anche altre variabili come le ragioni di scambio e il prezzo del petrolio²⁰ - per il periodo dal 1970 al 1991. I risultati indicano una cointegrazione debole tra i REER e le variabili esplicative considerate. Con metodi panel, tuttavia, i differenziali di produttività risultano, a differenza degli altri, statisticamente significativi e, in questo caso, la *mean reversion* è compresa tra i 2.5 e i 3 anni.

Lavorando con gli stessi Paesi e sullo stesso periodo di tempo, **Chinn and Johnston (1997)** prendono in considerazione RER bilaterali al posto di REER. I risultati confermano quelli ottenuti da Chinn (1996) compreso il fatto che l'utilizzo di metodi panel porta ad una maggiore evidenza di cointegrazione - *mean reversion* di circa 4.5 anni.

Canzoneri, Cumby, and Diba (1996) studiano empiricamente per 13 Paesi dell'OECD sul periodo dal 1960 al 1993 per appurare il ruolo che il RER definito sui TG, da un lato, e i differenziali di produttività settoriale del lavoro all'interno e

¹⁹Spiega la Banca Centrale del Giappone che "The calculation method of real effective exchange rate is as follows. Each of the yen's exchange rates versus other major currencies (nominal exchange rates) is deflated by the price indices of Japan and the corresponding country and area (real exchange rate). Then, weighted average of the real exchange rates is calculated using the value of Japan's trade with the respective countries and areas as its weights. Then it is converted into a single index using a base period" [<http://www.boj.or.jp/en/siryu/exp/exrate.htm>].

²⁰Scrive MacDonal (1997) : "Changes in the real price of oil can also have an effect on the relative price of traded goods, usually through their effect on the terms of trade. The importance of this variable was highlighted by the dramatic increases in the real price of oil in the 1970s [...] and the equally dramatic fall in the mid-1980s [...]. In comparing a country that is self-sufficient in oil with one which requires to import oil, the former, *ceteris paribus*, would appreciate in terms of the other currency as the price of oil rose. More generally, countries which have at least some oil resources could find their currencies appreciating relative to countries which do not have oil resources".

all'estero, dall'altro, hanno sul RER generale. I risultati indicano che entrambe le componenti sono significative. In particolare, per quanto riguarda la prima componente gli autori trovano che le deviazioni dalla PPP per i TG sono assai durature, mentre per quanto riguarda la seconda componente gli autori trovano che il coefficiente di cointegrazione è per la maggior parte dei casi come previsto dalla teoria.

La stessa relazione analizzata nel precedente lavoro viene studiata da **Canzoneri, Cumby, Diba, and Eudey (1998)** con riferimento a 10 Paesi europei per periodi diversi a seconda del Paese considerato²¹. Gli autori trovano, in primo luogo, che nel lungo periodo la PPP vale nel settore dei TG. L'evidenza empirica, inoltre, risulta a favore della relazione tra RER generale e differenziali di produttività settoriale del lavoro all'interno e all'estero.

MacDonald (1997) verifica empiricamente il modello BS per i REER di Stati Uniti e Giappone dal 1974 al 1993. I risultati indicano che esiste una relazione di lungo periodo tra REER e differenziali di produttività settoriale del lavoro all'interno e all'estero anche quando si tenga conto di 'demand-side explanation', ragioni di scambio, politica fiscale, risparmio nazionale e prezzo del petrolio.

Alberola and Tyrväinen (1998), infine, verificano empiricamente il modello BS classico e quello esteso con l'ipotesi di salari nominali settoriali non omogenei per Germania, Francia, Italia, Spagna, Belgio, Olanda, Austria e Finlandia su periodi diversi a seconda del Paese considerato²². I risultati dell'analisi di cointegrazione indicano che il modello BS classico è valido in Spagna, Belgio e Germania. Per gli altri, invece, trova supporto la versione estesa.

La conclusione che è possibile trarre dalla letteratura descritta nel presente sezione è che il modello BS trova un discreto supporto in un'ottica di lungo periodo, anche se l'effetto dei differenziali di produttività settoriale non sembra essere particolarmente forte.

5.6 Il modello delle dotazioni relative dei fattori (o di Heckscher - Ohlin)

Si prendano in considerazione due Paesi autarchici in cui vengono prodotti due beni che abbisognano di solo due fattori di produzione - capitale e lavoro - e che sono uno relativamente *labor-intensive* e l'altro relativamente *capital-intensive*. Si supponga, inoltre, che i Paesi non presentino sostanziali differenze nei gusti e nella tecnologia e che posseggano una diversa dotazione dei fattori. Sotto queste condizioni il modello di Heckscher-Ohlin (H-O)²³ postula che, aprendosi al commercio internazionale, "a nation will export the commodity whose production requires the intensive use of the nation's relatively abundant and cheap factor and import the commodity whose production requires the intensive use of the nation's relatively scarce and expensive

²¹Nella maggior parte dei casi il periodo campionario va dal 1970 al 1993.

²²Per la maggior parte dei Paesi il periodo va da metà degli anni '70 al 1993-95.

²³Per approfondimenti su questo modello si veda Jones and Neary (1984).

factor” (Salvatore (1998), p.119). Ad una simile conclusione si arriva semplicemente osservando che una diversa dotazione dei fattori nei due Paesi li porta ad avere un vantaggio comparato nella produzione del bene che utilizza intensivamente il fattore che nel Paese è relativamente abbondante. Se, in particolare, si ipotizza che i due beni siano servizi e prodotti manifatturieri e che i primi (i secondi) siano relativamente *labor-intensive* (*capital-intensive*), allora i Paesi relativamente abbondanti di capitale avranno un vantaggio comparato nella produzione dei beni manufatti di modo che in essi il prezzo relativo dei servizi rispetto a quello delle merci sarà più elevato che nei Paesi relativamente abbondanti di lavoro. Tale risultato ha una implicazione rilevante. Assumendo, infatti, che - come viene frequentemente fatto in letteratura - solo i beni manufatti siano scambiati a livello internazionale e che, perciò, a causa della concorrenza che da questo fatto deriva, avranno in tutti i posti gli stessi prezzi, è possibile concludere che i Paesi relativamente abbondanti di capitale saranno anche caratterizzati da un livello dei prezzi più alto di quello riscontrato nei Paesi relativamente abbondanti di lavoro. Come è possibile notare, quindi, il modello H-O, sotto le ipotesi fatte, fornisce una spiegazione della violazione della PPP assoluta. In termini formali, si assuma che ci siano due Paesi, A e B , che posseggono, rispettivamente, una dotazione di capitale pari a K_A e K_B e una dotazione di lavoro pari a L_A e L_B . Si ipotizzi, poi, che i due beni prodotti siano S (servizi), relativamente *labor-intensive*, e M (beni manufatti), relativamente *capital-intensive*. A questo punto, se il Paese A è relativamente abbondante di capitale, cioè se $K_A/L_A > K_B/L_B$, sulla base di quanto detto in precedenza si osserverà

$$(P_A/eP_B) > 0,$$

con P_A e P_B che indicano, rispettivamente, il livello dei prezzi del Paese A e del Paese B ed e che indica il tasso di cambio, dimostrando, così la violazione della PPP assoluta. Se, poi, viene ipotizzato che i due Paesi presentino un andamento divergente del loro rapporto capitale/lavoro, la diversa dotazione dei fattori sarà responsabile anche della violazione della PPP relativa. Alla luce di questi risultati è possibile concludere che il modello H-O è in grado di fornire una spiegazione alternativa a quella proposta dal modello BS della violazione della teoria della Purchasing Power Parity nelle sue varie versioni. E' importante, tuttavia, sottolineare che, derivando le sue conclusioni da una diversa dotazione dei fattori produttivi nei Paesi, l'H-O esprime la sua massima capacità esplicativa nell'analisi del mancato rispetto della PPP tra Paesi sviluppati e non.

5.7 Sticky Price Models e modelli ‘reali’: un confronto empirico

Un primo studio che cerca di verificare l'importanza relativa della spiegazione dei movimenti del RER che poggia sul PTM rispetto a quelle che ne individuano la causa principale nelle variazioni dei prezzi relativi settoriali è rappresentato da **Engel (1993)**. Lo scopo di questo lavoro è studiare le volatilità dei prezzi di beni simili in Paesi diversi e le volatilità dei prezzi di beni differenti all'interno di ciascun Paese al fine di fornire indicazioni utili per i modelli che spiegano la variabilità di breve periodo dei RER. L'analisi si sviluppa in due parti. Nella prima viene analizzato il comportamento dei prezzi al consumo per i Paesi industrializzati del G7

- ad eccezione dello U.K. - con dati mensili²⁴ dall'aprile 1973 al settembre 1990. Come misura della volatilità Engel utilizza la varianza degli errori di previsione. Per ottenerla egli non fornisce un modello dei processi dei prezzi relativi basato su una teoria economica, bensì dato che, sotto condizioni di invertibilità, una serie stazionaria può essere approssimata da un processo autoregressivo di ordine infinito, egli approssima tale modello stimando regressioni del dodicesimo ordine per ciascun prezzo relativo sia in livelli che in differenze prime. Per verificare per ciascun bene i la relazione tra la varianza di previsione di $p_i - p_j$ [$V(p_{ij})$] e la varianza di previsione di $p_i - e - p_i^*$ [$V(p_{ii^*})$], Engel effettua paragoni tra le $V(p_{ij})$ stimate e le $V(p_{ii^*})$ stimate a quattro orizzonti differenti (1 mese, 3 mesi, 6 mesi, 12 mesi) per un totale di 2400 confronti. Di essi, in 2250 si trova che $V(p_{ij}) < V(p_{ii^*})$. Nella maggior parte dei casi nei quali $V(p_{ij}) > V(p_{ii^*})$ è coinvolta l'energia. Ci sono 1440 confronti che non coinvolgono alcun prezzo di beni energetici. Per 1420 di questi $V(p_{ij}) < V(p_{ii^*})$. Anche per quelli che coinvolgono i prezzi energetici, nell'86% dei casi $V(p_{ij}) < V(p_{ii^*})$. "The results of this section - conclude Engel - show that models in which relative consumer price movements within a country play a large role in determining real CPI exchange rate movements do not accord well with the data" (p. 41). Nella seconda parte del lavoro, l'autore studia il comportamento dei prezzi relativi con 34 sottoindici di prezzi al consumo di Stati Uniti e Canada. La maggior parte dei sottoindici è costituita da prezzi ad un livello molto disaggregato - per esempio carne macinata, televisioni e benzina. La frequenza dei dati ed il periodo campionario sono identici a quelli della parte precedente. Le varianze di previsione per i prezzi relativi vengono calcolate come nella sezione precedente per orizzonti di 1, 3, 6 e 12 mesi. Engel definisce i beni per i quali vale nella maggior parte dei casi $V(p_{ij}) > V(p_{ii^*})$ *beni volatili*, mentre quelli per i quali nella maggior parte dei casi vale la disuguaglianza inversa vengono chiamati *stabili*. I beni che rientrano nell'ultimo di questi due gruppi [$V(p_{ij}) < V(p_{ii^*})$] costituiscono una piccola frazione delle spese totali. Di conseguenza, presa nel complesso, l'evidenza supporta fortemente il caso $V(p_{ii^*}) > V(p_{ij})$, cosicché la variabilità del tasso reale di cambio deriva più da $V(p_{ii^*})$ che da $V(p_{ij})$. La maggior parte dei beni in questa categoria sono TG, ma il fatto che anche nella categoria stabile la maggior parte dei prezzi sia di TG sembra escludere che ci possa essere una relazione biunivoca. I prezzi della categoria volatile tendono ad essere prezzi di beni semplici, omogenei che o hanno contenuto agricolo o hanno un forte contenuto di materie prime. Molti di essi sono deteriorabili. Nella categoria stabile sono pochi i beni che corrispondono a queste caratteristiche. "So - conclude Engel - this homogeneity is probably the defining characteristic of the goods in the 'volatile' category" (p.48).

Anche in **Rogers and Jenkins (1995)** la verifica empirica dell'importanza delle due fonti dei movimenti di lungo periodo del tasso reale di cambio avviene in due parti. Nella prima vengono utilizzati l'indice generale dei prezzi al consumo (CPI, Consumer Price Index), l'indice della componente alimentare del CPI, l'indice di tutti i beni eccetto il cibo nel CPI, l'indice delle spese per affitti nel CPI, e l'indice dei servizi meno le spese per affitti nel CPI per 11 Paesi dell'OECD: Belgio, Canada,

²⁴Le serie comprendono indici aggregati dei prezzi al consumo e quattro indici disaggregati (settore energetico, alimentare, servizi, difesa).

Germania, Danimarca, Francia, Gran Bretagna, Italia, Giappone, Olanda, Norvegia, Stati Uniti. Il periodo campione comincia nel 1973:4 e arriva fino al 1991:12, tranne per la Gran Bretagna per la quale i dati finiscono nel 1988:6. La frequenza è mensile. Per realizzare il confronto tra i modelli presi in esame, Rogers e Jenkins approssimano il CPI di ciascun Paese nel seguente modo:

$$p_i = a_{i1}p_{i1} + a_{i2}p_{i2} + a_{i3}p_{i3} + (1 - (a_{i1} + a_{i2} + a_{i3}))p_{i4},$$

dove i denota il Paese, mentre 1, 2, 3, 4 indicano spese per affitti, servizi meno spese per affitti, beni meno cibo, e cibo, rispettivamente.

Di conseguenza

$$RER = X + A_1 + A_2 + A_3 + A_4 + A_5 + A_6,$$

dove $X = p_{i4} - e_{ij} - p_{j4}$; $A_1 = a_{i1}(p_{i1} - p_{i4})$; $A_2 = a_{i2}(p_{i2} - p_{i4})$; $A_3 = a_{i3}(p_{i3} - p_{i4})$; $A_4 = -a_{j1}(p_{j1} - p_{j4})$; $A_5 = -a_{j2}(p_{j2} - p_{j4})$; $A_6 = -a_{j3}(p_{j3} - p_{j4})$. Il modello sticky-price suggerisce che la correlazione tra X e Y sia vicina a 1 e che tra Y e gli A_k debba essere vicina a 0, poiché questi modelli assumono che ci sia poco movimento nei valori A_k , mentre i modelli ‘reali’ suggeriscono che esiste una grande correlazione tra i valori A_k e Y e poca o nessuna tra X e Y . L’analisi empirica di questa parte si articola in più fasi. In un primo momento vengono calcolate due misure della quota della varianza del tasso reale di cambio attribuita ad X per orizzonti di 1, 6, 12, 36 mesi. I risultati indicano che per quasi tutti i 55 possibili confronti cross-country X conta per la maggior parte della varianza del tasso reale di cambio. Per i 55 confronti cross-country il valore medio della prima misura è 97%, e in solo due casi è minore del 50%. La seconda misura conferma i risultati della prima così come la ripetizione dell’esercizio a differenti orizzonti. In una seconda fase viene effettuata l’analisi delle relazioni di cointegrazione tra prezzi e tassi di cambio nominali. Se, infatti, i modelli ‘reali’ fossero veri la PPP varrebbe per i TG e non per i NTG. Di conseguenza, ci si attende che non ci sia una relazione di cointegrazione tra i livelli generali dei prezzi e il tasso di cambio nominale. Anche in questo caso i risultati nel loro complesso non forniscono molto supporto ai modelli ‘reali’.

Il fatto che, tuttavia, i test fin qui usati siano stati criticati sotto vari aspetti suggerisce a Rogers e Jenkins di eseguire anche un altro tipo di test per verificare la presenza di una radice unitaria nel RER. L’approccio alternativo seguito è quello suggerito da Stock (1991) che mira all’individuazione di intervalli di confidenza per le radici autoregressive più grandi delle serie considerate. Per la realizzazione di tale procedura vengono usati sia i dati aggregati che quelli disaggregati. Con questo sistema i risultati sono solo leggermente più a favore dei modelli ‘reali’ di quelli ottenuti nelle fasi precedenti. Inoltre gli intervalli di confidenza per le stime puntuali della radice unitaria sono abbastanza piccoli, indicando, così che le deviazioni dalla PPP per i TG sono molto durature. A conclusione della prima parte del lavoro viene, infine, realizzato un test diretto dei modelli concorrenti. Per fare ciò vengono impiegati test per la verifica della presenza di radici unitarie e l’analisi di cointegrazione. Si dovrebbe trovare che, se vale il modello sticky-price, Y e X devono essere cointegrati e i termini A_k stazionari; se valgono i modelli ‘reali’, allora X deve essere stazionario e Y deve essere cointegrato con i termini A_k . Il test risulta a favore degli

sticky price models (Y e X sono cointegrati con i termini A_k che sono stazionari). Nella prima fase del lavoro, dunque, viene trovato che per molti Paesi la PPP fallisce anche per beni - come quelli alimentari - che sono molto commerciabili. Dato che, però, la componente alimentare del CPI non è composta interamente da TG, gli autori effettuano un'analisi ad un livello ancora più disaggregato²⁵ per Stati Uniti e Canada. Vengono realizzati test ADF (Augmented Dickey-Fuller tests) per verificare la presenza di una radice unitaria nel RER definito sui beni classificati come TG. Solo per 8 dei 54 RER viene rifiutata l'ipotesi nulla di una radice unitaria al 10% suggerendo, così che esiste una relazione di lungo periodo stazionaria tra i prezzi in valuta comune di questi prodotti, la maggior parte dei quali ci si aspetta che siano altamente commerciabili. Concludendo, dall'evidenza empirica presentata in questa sezione sembrerebbe che i modelli di *sticky prices* siano più efficaci dei modelli 'reali' nello spiegare i movimenti dei RER.

²⁵54 beni e servizi. La frequenza dei dati ed il periodo campionario sono gli stessi della prima parte del lavoro.

6 Conclusioni

I principali risultati ottenuti dalla letteratura sui tassi di cambio reali sono i seguenti:

- Le teorie della LOP e della PPP falliscono nettamente e costantemente, a giudicare da un'evidenza empirica ampia e convincente.
- Tra i primi tre fattori proposti come spiegazione del fenomeno della violazione della LOP e della PPP, cioè tariffe, barriere non tariffarie e costi di trasporto, solo questi ultimi sono significativamente e positivamente correlati con i differenziali di prezzo tra regioni diversi, ma il loro effetto sul RER è debole e decisamente inferiore a quello del NER.
- L'aggiustamento verso la LOP e la PPP è non lineare. L'idea che esista una banda all'interno della quale i prezzi in regioni diversi sono in grado di fluttuare liberamente al riparo da qualsiasi possibilità di arbitraggio, dunque, è confermata in modo convincente.
- Tra i modelli che imputano la variabilità del RER alla variabilità del NER in presenza di prezzi nominali dei TG vischiosi (Sticky Price Models) trovano un convincente riscontro empirico le teorie di Pricing To Market dal lato dell'offerta - presenza di costi di entrata e mantenimento, costi di menu e presenza di mercati segmentati e imperfetti. Tra i modelli che ne attribuiscono la responsabilità ai movimenti dei prezzi relativi dei TG rispetto ai prezzi dei NTG all'interno di ciascun Paese (modelli 'reali') esiste una discreta evidenza di lungo periodo a favore della significatività dei differenziali di produttività tra i settori dei TG e dei NTG, anche se l'effetto non sembra essere particolarmente forte. Da un confronto diretto tra gli Sticky Price Models e i modelli 'reali' emerge che sono soprattutto i primi ad essere rilevanti nella spiegazione dei movimenti dei RER, in tal modo confermando anche i risultati ottenuti nell'ambito della verifica empirica del ruolo dei costi di trasporto.

Questi risultati suggeriscono due considerazioni finali. Innanzitutto, la chiara evidenza a favore dell'aggiustamento non lineare verso la LOP e la PPP insieme al debole legame tra costi di trasporto e movimenti del RER fa pensare non solo che ci siano altri fattori responsabili di questo tipo di aggiustamento, ma anche che la determinazione della banda di non arbitraggio rappresenta probabilmente un elemento importante per qualunque teoria voglia individuare una spiegazione alla violazione della LOP e della PPP. In secondo luogo, la principale fonte dei movimenti del RER sembra sia costituita dalla variabilità del NER in presenza di prezzi nominali dei TG vischiosi. La buona evidenza di lungo periodo a favore dei modelli 'reali' quando questi vengono considerati da soli, però, suggerisce che una spiegazione generale dell'andamento dei RER non possa fare a meno di tenerne conto. Un indirizzo futuro per la ricerca, quindi, potrebbe essere costituito dallo studio delle relazioni tra fenomeni reali e fenomeni nominali e dalla loro composizione in un unico modello.

Riferimenti bibliografici

- ADOLFSON, M. (1999): "Swedish Export Price Determination: Pricing to Market Shares?," WP 96, Sveriges Riksbank (Central Bank of Sweden).
- ALBEROLA, E., AND T. TYRVÄINEN (1998): "Is There Scope for Inflation Differentials in EMU?," WP 9823, Banco de España.
- ALEXIUS, A. (1996): "Pricing-To-Market in Swedish Exports," WP in Economics and Finance 146, Stockholm School of Economics.
- ASEA, P., AND E. MENDOZA (1994): "Do Long-Run Productivity Differentials Explain Long-Run Real Exchange Rates?," WP 94/60, IMF.
- BAILLIE, R., AND D. SELOVER (1987): "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination," *International Journal of Forecasting*, 3(1), 43–51.
- BALASSA, B. (1964): "The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal," *The Journal of Political Economy*, 72, 584–596.
- BALDWIN, R. (1988): "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect," *American Economic Review*, 78, 773–785.
- BALDWIN, R., AND P. KRUGMAN (1989): "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, 104, 635–654.
- BERGSTRAND, J. (1991): "Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence," *American Economic Review*, 81(1), 325–334.
- CANZONERI, M., R. CUMBY, AND B. DIBA (1996): "Relative Labour Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries," WP 5676, NBER.
- CANZONERI, M., R. CUMBY, B. DIBA, AND G. EUDEY (1998): "Trends in European Productivity: Implications for Real Exchange Rates, Real Interest Rates and Inflation Differentials," WP 27, Oesterreichische Nationalbank.
- CECCHETTI, S., N. MARK, AND R. SONORA (1998): "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank," WP 32, Oesterreichische Nationalbank.
- CHEUNG, Y., AND K. LAI (1993): "Long-Run Purchasing Power Parity During the Recent Float," *Journal of International Economics*, 34, 181–192.
- CHINN, M. (1996): "Sectoral Productivity, Government Spending and Real Exchange Rates: Empirical Evidence for OECD Countries," WP 6017, NBER.
- CHINN, M., AND L. JOHNSTON (1997): "Real Exchange Rate Level, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries," WP 97/66, IMF.

- COCHRANE, J. (1988): "How Big is the Random Walk in GNP?," *Journal of Political Economy*, 96, 893–920.
- DE GREGORIO, J., A. GIOVANNINI, AND H. WOLF (1994): "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation," *European Economic Review*, 38, 1225–1244.
- DE GREGORIO, J., AND H. WOLF (1994): "Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate," WP 4807, NBER.
- DELGADO, F. (1991): "Hysteresis, Menu Costs and Pricing With Random Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, 28, 461–484.
- DIXIT, A. (1989): "Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through," *Quarterly Journal of Economics*, 104, 205–228.
- DORNBUSCH, R. (1987): "Exchange Rates and Prices," *American Economic Review*, 77, 93–106.
- DUMAS, B. (1992): "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World," *Review of Financial Studies*, 5, 153–180.
- ENDERS, W. (1988): "ARIMA and Cointegration Tests of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes," *Review of Economics and Statistics*, 70, 504–508.
- ENGEL, C. (1993): "Real Exchange Rates and Relative Prices? An Empirical Investigation," *Journal of Monetary Economics*, 32(1), 35–50.
- ENGEL, C., AND J. ROGERS (1996): "How Wide Is the Border?," *American Economic Review*, 86, 1112–1125.
- FARUQEE, H. (1995): "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective," Staff Papers 42, 1476–1484, IMF.
- FEENSTRA, R. (1989): "Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test," *Journal of International Economics*, 27, 25–45.
- FEENSTRA, R., J. GAGNON, AND M. KNETTER (1996): "Market Share and Exchange Rate Pass-Through in World Automobile Trade," *Journal of International Economics*, 40, 187–207.
- FEENSTRA, R., AND J. KENDALL (1997): "Pass-through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity," *Journal of International Economics*, 43, 237–261.
- FROOT, K., AND K. ROGOFF (1991): "The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency," *Macroeconomics Annual*, NBER, 269–327.
- GAGNON, J., AND M. KNETTER (1995): "Markup Adjustment and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Automobile Exports," *Journal of International Money and Finance*, 14, 289–310.

- GIOVANNETTI, G. (1992): “A Survey of Recent Empirical Tests of the Purchasing Power Parity Hypothesis,” *BNL Quarterly Review*, 180, 81–101.
- GIOVANNINI, A. (1988): “Exchange Rates and Traded Goods Prices,” *Journal of International Economics*, 24, 45–68.
- HAGGAN, V., AND T. OZAKI (1981): “Modelling Nonlinear Random Vibrations Using an Amplitude-Dependent Autoregressive Time Series Model,” *Biometrika*, 68, 189–196.
- HANSEN, B. (1992): “Tests for Parameter Instability in Regression with I(1) Processes,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 321–335.
- HOOPER, P., AND C. MANN (1989): “Exchange Rate Pass-Through in the 1980s: The Case of U.S. Imports of Manufacturers,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 0(1), 297–329.
- HSIEH, D. (1982): “The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach,” *Journal of International Economics*, 12, 355–362.
- HUIZINGA, J. (1987): “An Empirical Investigation of the Long-Run Behaviour of the Real Exchange Rates,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, 149–214.
- ISARD, P. (1977): “How Far Can We Push the Law of One Price?,” *American Economic Review*, 67, 942–948.
- JONES, R., AND J. NEARY (1984): *The Positive Theory of International Trade*, in “Handbook of International Economics” (Amsterdam: North-Holland, 1984). Vol. 1. Ronald W. Jones and Peter B. Kenen eds.
- KASA, K. (1992): “Adjustment Costs and Pricing To Market: Theory and Evidence,” *Journal of International Economics*, 32, 1–30.
- KICHIAN, M., AND L. KHALAF (2000): “Testing the Pricing-To-Market Hypothesis Case of Transportation Equipment Industry,” WP in Computing in Economics and Finance 2000 58, Society for Computational Economics.
- KNETTER, M. (1989): “Price Discrimination by U.S. and German Exporters,” *American Economic Review*, 79(1), 198–210.
- KNETTER, M. (1993): “International Comparisons of Price-To-Market Behaviour,” *American Economic Review*, 83(3), 473–486.
- KRAVIS, I., R. LIPSEY, AND E. KALTER (1977): “Export Prices and Exchange Rates,” WP 182, NBER.
- KRUGMAN, P. (1987): *Pricing to Market When the Exchange Rate Changes*, in “Real-Financial Linkages Among Open Economies” (Cambridge, MA: MIT Press, 1987). S.W. Arndt and J.D. Richardson, eds.

- KUGLER, P., AND C. LENZ (1993): "Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP," *Review of Economics and Statistics*, 75, 180–184.
- LINDER, S. (1961): *An Essay on Trade and Transformation*. New York: Wiley.
- MACDONALD, R. (1993): "Long-Run Purchasing Power Parity: Is It for Real?," *Review of Economics and Statistics*, 75, 690–695.
- (1997): "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It," WP 97/21, IMF.
- (1998): "What Do We Really Know About Real Exchange Rates?," WP 28, Oesterreichische Nationalbank.
- MACDONALD, R., AND I. MARSH (1997): *On the Long- and Short-Run Purchasing Power Parity*, in "Econometric Analysis of Financial Markets" (Heidelberg, Germany: Physica-Verlag, 1994). Jürgen Kaehler and Peter Kugler eds.
- MACDONALD, R., AND M. MOORE (1996): "Long-Run Purchasing Power Parity and Structural Change," *Economie Appliquee*, 49, 11–48.
- MARK, N. (1990): "Real and Nominal Exchange Rates in the Long-Run: An Empirical Investigation," *Journal of International Economics*, 28, 115–136.
- MARSTON, R. (1990a): "Pricing To Market in Japanese Manufacturing," *Journal of International Economics*, 29, 217–236.
- (1990b): "Systematic Movements in Real Exchange Rates in the G5: Evidence on the Integration of Internal and External Markets," *Journal of Banking and Finance*, 14(5), 1023–1044.
- MICHAEL, P., A. NOBAY, AND D. PEEL (1997): "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 105(4), 862–879.
- MICOSSI, S., AND M. MILESI-FERRETTI (1994): "Real Exchange Rates and the Price of Nontradable Goods," WP 94/19, IMF.
- OBSTFELD, M., AND A. TAYLOR (1997): "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited," *Journal of Japanese and International Economics*, 11, 441–479.
- O'CONNELL, G., AND S. WEI (1997): "'The Bigger They Are, The Harder They Fall': How Price Differences Across U.S. Cities Are Arbitrated," WP 6089, NBER.
- PARSLEY, D., AND S. WEI (1996): "Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations," *Quarterly Journal of Economics*, 111, 1211–1236.
- PATEL, J. (1990): "Purchasing Power Parity as a Long-Run Relation," *Journal of Applied Econometrics*, 5, 367–379.

- PHILLIPS, P., AND B. HANSEN (1990): "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, 57, 99–125.
- RICHARDSON, J. (1978): "Some Empirical Evidence on Commodity Arbitrage and the Law of One Price," *Journal of International Economics*, 8(2), 341–351.
- ROGERS, J., AND M. JENKINS (1995): "Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates," *Journal of International Economics*, 38, 339–360.
- ROGOFF, K. (1992): "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate," WP 4119, NBER.
- (1996): "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, 34, 647–668.
- SALVATORE, D. (1998): *International Economics*. John Wiley & Sons, 6th edn.
- SAMUELSON, P. (1964): "Theoretical Notes on Trade Problems," *Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145–154.
- STOCK, J. (1991): "Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in U.S. Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 28, 435–459.
- STRAUSS, J. (1995): "Real Exchange Rates, PPP and the Relative Price of Nontraded Goods," *Southern Economics Journal*, 61(4), 991–1005.
- (1996): "The Cointegrating Relationship Between Productivity, Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity," *Journal of Macroeconomics*, 18(2), 299–313.
- TONG, H. (1990): *Non-linear Time Series: A Dynamical System Approach*. Oxford: Clarendon.
- WEI, S., AND D. PARSLEY (1995): "Purchasing Power Disparity during the Recent Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits," *Quarterly Journal of Economics*, 24, 72–82.

Copyright © 2002
Giovanni Arese-Visconti